

Effets du gel d'une caisse de retraite sur la performance et le risque de l'entreprise ^e

Claudia Champagne ^a, Stéphane Chrétien ^b, Frank Coggins ^c, Magali Point ^d

^a Professeure de finance, Département de finance,
Faculté d'Administration, Université de Sherbrooke et GReFA

^b Professeur de finance, Département de finance, assurance et immobilier,
Titulaire, Chaire Groupe Investors en planification financière
Faculté d'administration, Université Laval, CIRPÉE, GReFA, et LABIFUL

^c Professeur de finance, Département de finance,
Faculté d'Administration, Université de Sherbrooke, CIRPÉE et GReFA

^d Étudiante en maîtrise de finance,
Faculté d'Administration, Université de Sherbrooke.

Avril 2012

Version préliminaire, ne pas citer sans autorisation

^e Les auteurs remercient Jean Desrochers, Marc-André Lapointe et Jacques Préfontaine ainsi que les participants au congrès de la *World Business, Economics and Finance Conference* (WBEF 2011) pour leurs commentaires constructifs. Cette étude a bénéficié du support financier de l'Institut de finance mathématique de Montréal, de la Chaire en gestion du développement durable, de la Chaire de recherche en intégrité financière CIBC et de la Chaire Groupe Investors en planification financière. Stéphane Chrétien est aussi reconnaissant auprès de Kalok Chan (Directeur du Département de finance) et de la Hong Kong University of Science and Technology, puisqu'une partie de la recherche s'est réalisée alors qu'il y était professeur visiteur. Stéphane Chrétien et Frank Coggins sont chercheurs associés au CIRPÉE.

JEL : G23 - Pension Funds; Other Private Financial Institutions

Mots-clés : caisse de retraite, modèle conditionnel, gel des contributions, prestations déterminées.

Préambule

La gestion financière responsable vise la maximisation de la richesse relative au risque dans le respect du bien commun des diverses parties prenantes, actuelles et futures, tant de l'entreprise que de l'économie en général. Bien que ce concept ne soit pas en contradiction avec la définition de la théorie financière moderne, les applications qui en découlent exigent un comportement à la fois financièrement et socialement responsable. La gestion responsable des risques financiers, le cadre réglementaire et les mécanismes de saine gouvernance doivent pallier aux lacunes d'un système parfois trop permissif et naïf à l'égard des actions des intervenants de la libre entreprise.

Or, certaines pratiques de l'industrie de la finance et de dirigeants d'entreprises ont été sévèrement critiquées depuis le début des années 2000. De la bulle technologique (2000) jusqu'à la mise en lumière de crimes financiers [Enron (2001) et Worldcom (2002)], en passant par la mauvaise évaluation des titres toxiques lors de la crise des subprimes (2007), la fragilité du secteur financier américain (2008) et le lourd endettement de certains pays souverains, la dernière décennie a été marquée par plusieurs événements qui font ressortir plusieurs éléments inadéquats de la gestion financière. Une gestion de risque plus responsable, une meilleure compréhension des comportements des gestionnaires, des modèles d'évaluation plus performants et complets intégrant des critères extra-financiers, l'établissement d'un cadre réglementaire axé sur la pérennité du bien commun d'une société constituent autant de pistes de solution auxquels doivent s'intéresser tant les académiciens que les professionnels de l'industrie. C'est en mettant à contribution tant le savoir scientifique et pratique que nous pourrons faire passer la finance responsable d'un positionnement en périphérie de la finance fondamentale à une place plus centrale. Le développement des connaissances en finance responsable est au cœur de la mission et des intérêts de recherche des membres du Groupe de Recherche en Finance Appliquée (GReFA) de l'Université de Sherbrooke.

Dans le cadre de la présente étude, la tendance au désengagement des entreprises nord-américaines envers les caisses de retraite de leurs employés constitue une préoccupation non seulement pour l'entreprise et ses employés mais aussi pour les gouvernements et la population en général, comme en témoigne la vaste consultation publique organisée par le ministère des Finances du Canada pour « Maintenir la solidité du système de revenu de retraite du Canada ». Afin de mieux comprendre l'incidence du désengagement des entreprises envers les caisses de retraite, la présente étude analyse les effets des gels des caisses de retraite sur la performance et les risques financiers de l'entreprise. Plus spécifiquement, est-ce que le désengagement des entreprises envers les caisses de retraite apporte les avantages désirés pour l'entreprise ? Est-ce que la démotivation des employés suite à ce désengagement n'entraîne pas plutôt une baisse de la compétitivité de l'entreprise, ce qui se traduit par une mauvaise performance de l'entreprise ?

Effets du gel d'une caisse de retraite sur la performance et le risque de l'entreprise

Résumé

Cette étude vérifie l'incidence des gels des caisses de retraite sur la performance et le risque des entreprises. Nous comparons les résultats selon deux approches, l'une inconditionnelle généralement utilisée pour les études événementielles et l'autre conditionnelle qui permet de dissocier les effets liés au contexte économique de ceux du gel de la caisse de retraite. Nos résultats révèlent que le gel des caisses de retraite affecte tant le risque que la performance à long terme des entreprises et l'approche conditionnelle peut changer sensiblement les conclusions sur l'importance de ces effets. Alors que les effets des gels à court terme semblent parfois être confondus avec le contexte économique pour l'approche inconditionnel, le modèle conditionnel suggère qu'un gel ne se traduit pas par une performance anormale à court terme mais affecte néanmoins positivement sa performance à long terme. Quant au risque systématique, les effets à long terme s'avèrent souvent significatifs, positifs ou négatifs, selon les circonstances que l'approche soit conditionnelle ou non. Enfin, le risque spécifique diminue de façon importante à court terme pour plusieurs entreprises.

JEL : G23 - Pension Funds; Other Private Financial Institutions

Mots-clés : caisse de retraite, modèle conditionnel, gel des contributions, prestations déterminées.

1. Introduction

En 2009, les actifs des caisses de retraite américaines représentaient 9 584ⁱ milliards de dollars soit 67,8% du PIB américain alors qu'au Canada ceux-ci valaient 806 milliards de dollars américain, soit 62,9 % du PIB canadien. Les caisses de retraite constituent une portion importante de l'investissement institutionnel et forment ainsi, en complément aux régimes d'aide sociale et à l'épargne personnelle, une part importante des revenus de retraite anticipés par la population en Amérique du Nord.

On distingue principalement deux régimes de caisse de retraite. Il y a le régime à prestations déterminées (PD) qui prévoit une rente fixée à l'avance et versée jusqu'au décès et le régime à cotisations déterminées (CD) dont l'allocation de retraite varie selon les aléas des marchés financiers et les obligations du régime. Par conséquent, l'incertitude quant à la valeur des rentes d'une caisse de retraite CD est totalement assumée par les bénéficiaires, c'est-à-dire les employés, alors qu'elle est en partie supportée par l'employeur dans le cas des régimes PD.

Ces dernières années, on observe de la part des entreprises du secteur privé, qui ont initié et contribué à ces caisses de retraite PD, une tendance à se retirer de leur engagement initial en privilégiant plutôt des caisses de retraite CD. Alors qu'en 1981, 60 % des caisses de retraite aux États-Unis optaient pour des régimes PD, en 2001, ce sont plutôt les plans CD qui représentaient 60 % des caisses de retraiteⁱⁱ. Le nombre d'entreprises ayant décidé de geler leurs caisses de retraite PD en 2008 est d'ailleurs en forte hausse, avec la moitié des caisses de retraite à employeur unique qui ont suspendu l'un de leur plan de retraite PD. Dans le même esprit, McFarland et Kummernuss (2010) révèlent qu'en 2004, 7,1 % des 1000 plus grosses entreprises américaines ont gelé les cotisations versées à leur caisse de retraite PD alors qu'en 2009, ce chiffre atteint 31 %ⁱⁱⁱ. Le gel de ces cotisations s'accompagne généralement d'un transfert des contributions de l'entreprise vers une caisse de retraite CD et survient lorsque le contexte financier est défavorable.

Différents facteurs peuvent expliquer un gel de la caisse de retraite PD par l'entreprise. Tout d'abord, l'effet combiné des départs graduels à la retraite des baby-boomers, le vieillissement et l'augmentation de l'espérance de la durée de vie de la population va augmenter les sorties de fonds des caisses de retraite

tout en diminuant leurs entrées de fonds, ce qui se traduit par une augmentation du risque des entreprises associés à des caisses de retraite PD. Ensuite, la crise financière a engendré une perte de 24 % des actifs aux États-Unis et de 16,2 % au Canada en 2008^{iv}. En parallèle à la chute des cours boursiers, on a aussi observé une baisse des taux d'intérêt, faisant augmenter systématiquement la valeur actuarielle des obligations des caisses de retraite en Amérique du Nord. Les ratios de financement^v des caisses de retraite aux États-Unis se sont ainsi détériorés, passant d'un ratio moyen de 122 % en 1999 à seulement 76 % en 2002. Les entreprises ont néanmoins réussi à améliorer leur ratio à 95 % au début de l'année 2007 mais la crise financière de 2008 a de nouveau entraîné une chute du ratio atteignant jusqu'à 75 %. Au Canada, on observe les mêmes tendances mais dans une proportion moindre puisqu'en 2008, les caisses de retraite présentent plutôt un ratio de financement moyen de 92 %.

Lors d'un gel d'une caisse de retraite PD, l'entreprise peut décider de la liquidation du plan, si celui-ci est excédentaire, ou de convertir le plan à prestations déterminées en un régime hybride ou à cotisations déterminées. Dans le cas d'un plan en difficulté financière, c'est-à-dire sous financé, l'entreprise peut tenter de geler temporairement un plan en entamant des négociations avec les bénéficiaires.

En dépit de la diminution du nombre de caisses de retraite PD aux États-Unis, ce type de plan demeure encore majoritaire dans un bon nombre de pays incluant le Canada^{vi}. Puisqu'on observe sensiblement les mêmes facteurs démographiques et financiers aux États-Unis qu'au Canada, on peut aussi s'attendre à ce que les entreprises canadiennes tendent à geler leurs plans PD si elles les jugent trop coûteux ou trop risqués.

Or, du point de vue de l'entreprise, il n'y a vraisemblablement pas que des avantages associés à un gel ou à un transfert d'un plan PD vers un plan CD. D'une part, le transfert du risque lié au montant des rentes de retraite qui passe de l'entreprise aux employés peut se traduire par des problèmes de rétention ou de recrutement des meilleurs employés. D'autre part, l'entreprise qui gèle un plan de retraite PD risque aussi de signaler aux investisseurs des difficultés financières à venir, suggérant qu'elle est peut-être plus risquée qu'anticipée par les marchés financiers. Par conséquent, les effets d'un gel d'une caisse de retraite PD sur la performance et les risques financiers de l'entreprise demeurent encore méconnus à ce jour. Étant

donné le nombre de gels des caisses de retraite PD observé aux États-Unis et le fait que cette tendance pourrait s'étendre au Canada, la présente étude s'intéresse à mesurer l'effet d'un gel des caisses de retraite PD à la fois sur la performance et le risque des entreprises.

Notre étude contribue à la littérature existante sur les gels des caisses de retraite en s'attardant à leur effet à la fois sur la performance et le risque systématique et spécifique des entreprises. Afin de dissocier le contexte économique de l'effet du gel sur la performance et le risque systématique des entreprises, nous utilisons la modélisation conditionnelle proposée par Ferson et Schadt (1996) et Christopherson, Ferson et Glassman (1998). Cette modélisation conditionne les mesures de performance et de risque sur des variables macroéconomiques prédéterminées. Par exemple, si l'accroissement du risque d'une entreprise n'est pas attribuable au gel d'une caisse de retraite mais plutôt au contexte économique difficile dans lequel survient le gel, l'approche conditionnelle devrait permettre de distinguer les deux effets. Dans le même esprit, nous mesurons plus précisément l'effet du gel sur le risque spécifique des entreprises en tenant compte de l'évolution de celui-ci à l'aide d'une variance conditionnelle de type GARCH. Une autre contribution de notre étude consiste à analyser l'incidence de recourir à cette modélisation conditionnelle, qui tient compte du contexte économique lié au gel des caisses de retraite, comparativement à une modélisation inconditionnelle généralement utilisée lors d'études événementielles.

Nos principaux résultats montrent que l'annonce du gel d'une caisse de retraite à prestations déterminées augmente la performance de l'entreprise à long terme. Alors que l'effet d'annonce est aussi observé à court terme avec l'approche conventionnelle (inconditionnelle), il disparaît lorsque la performance anormale est mesurée en tenant compte du contexte économique. Un constat similaire est tiré pour les variations à court terme du bêta suite à l'annonce du gel d'une caisse de retraite. Les résultats des mesures conditionnelles au contexte économique suggèrent en effet que les variations à court terme des bêtas sont davantage associées au contexte économique qu'à l'annonce du gel.

La prochaine section présente une revue de la littérature. La section 3 traite de la méthodologie utilisée dans notre étude. La section 4 discute des résultats empiriques alors que la dernière section conclue.

2. Revue de la littérature

2.1. Déterminants des gels des caisses de retraite

La littérature sur les gels des caisses de retraite en est à ses premiers rudiments. Les études expliquent ces gels des caisses de retraite du point de vue de l'offre (l'entreprise) et de la demande (employés) pour les plans PD. Du point de vue de l'offre, Gustman et Steinmeier (1992) argumentent que les réformes fiscales et comptables ont à la fois augmenté les coûts de gestion des plans PD et réduit leurs avantages comparatifs par rapport aux plans CD^{vii}. Munnell et Soto (2007) ajoutent que le déclin des plans PD aux États-Unis s'explique à la fois par le risque démographique et par l'offre aux employés des plans de rémunération 401(k) ou des plans hybrides. Selon ces auteurs, l'augmentation des dépenses en santé et sécurité au travail peut aussi inciter les entreprises à réduire leurs contributions aux caisses de retraite. Somme toute, Coronado et Hewertz (2005) précisent que l'évolution des marchés financiers, plus spécifiquement la chute des cours boursiers en 2000 et les faibles taux d'intérêt, demeure la principale explication de la baisse de l'offre des plans PD par les entreprises américaines.

Les changements structurels de l'économie nord-américaine, passant d'une économie à dominance manufacturière à une économie de services, ont joué un rôle important dans la diminution de la demande pour les plans PD [Wiatrowski (2004), Munnell et Soto (2007) et Coronado et Hewertz (2005)]. Alors que les plans PD sont majoritaires dans les secteurs manufacturiers, ils sont moins présents dans les industries de services notamment parce que les entreprises sont de plus petites tailles et que les syndicats sont moins présents. Finalement, Munnell et Soto (2007) précisent aussi que les employés désirent de plus en plus être impliqués dans la gestion des actifs de leur fonds de retraite, ce qui correspond davantage à la nature des plans CD.

2.2. Effet du gel d'une caisse de retraite sur la performance et le risque des entreprises

La littérature empirique suggère que la valeur des entreprises est affectée par l'évolution de leurs caisses de retraite. Bulow et al. (1987) sont parmi les premiers à noter l'influence de l'état financier de la caisse de retraite sur la valeur de l'entreprise. Rubin (2007) montre que, cinquante jours après l'annonce du gel des contributions, la valeur de l'entreprise augmente en moyenne de près de 10%, pour un échantillon de quatorze entreprises. En s'appuyant cette fois sur un échantillon de quatre-vingt entreprises, les résultats de Milevsky et Song (2010) révèlent une augmentation moyenne non significative de 3,8% de la valeur des entreprises suite à un gel des caisses de retraite. À l'opposé, McFarland et al. (2009) trouvent que les 82 entreprises de leur échantillon obtiennent une performance financière moyenne négative suite à l'annonce d'un gel d'une caisse de retraite. Les auteurs expliquent cette sous performance par une diminution de la productivité des employés qui sont affectés par ce changement apporté à leur caisse de retraite. Les investisseurs semblent ainsi anticiper la baisse de productivité des employés, ce qui se traduit par une diminution du prix des actions de l'entreprise suite à l'annonce d'un gel.

Dans ce contexte, il est intéressant de vérifier si les employés sont compensés pour la hausse du risque qu'ils doivent assumer en cas de gel des caisses de retraite. S'ils ne le sont pas, on peut en effet s'attendre à ce que les meilleurs employés rejoignent des entreprises offrant des conditions plus attrayantes, ce qui est d'ailleurs supporté par les résultats de Boivie et Almeida (2008). Vanderhei (2006) précise que les conséquences ne sont toutefois pas les mêmes pour tous les salariés ; les travailleurs les plus touchés sont ceux qui sont près de la retraite, tandis que les jeunes travailleurs y sont indifférents. En utilisant la micro-simulation, Butrica et al (2009) avancent que ce sont plutôt les employés qui subissent un gel de leur caisse de retraite PD en milieu de carrière qui perdent le plus. Leurs résultats montrent que 60 % de ces employés subissent un changement dans leurs prestations de retraite, à la hausse ou à la baisse, dès que le gel de la caisse de retraite a été réalisé, ce qui confirme l'incertitude liée aux prestations futures dans le cas des changements de plans. Jin et al. (2006) ont quant à eux vérifié si le risque

systématique d'une entreprise prenait en compte le risque associé à ses caisses de retraite. Leurs résultats montrent que le bêta de l'entreprise est une fonction linéaire du bêta de la caisse de retraite.

Somme toute, si les investisseurs anticipent un désengagement des employés suite à un gel de leur caisse de retraite, on peut s'attendre à une performance financière négative de l'entreprise. Par ailleurs, si le gel d'une caisse de retraite permet à l'entreprise en difficulté d'augmenter sa probabilité de survie, la réponse des marchés boursiers pourrait alors être positive.

3. Méthodologie

Nous utilisons une méthodologie semblable à celle de Rubin (2007) et de Milevsky et Song (2008), soit une méthodologie relative aux études évènementielles suggérée par McKinlay (1997). Nous préconisons toutefois une modélisation conditionnelle de la performance et du risque systématique des entreprises basée sur l'approche de Ferson et Schadt (1996) et Christopherson, Ferson et Glassman (1998). Le recours à une longue période d'observations [-553; +250] permet d'estimer nos différents paramètres avec plus de précision alors que la modélisation conditionnelle tient compte quant à elle de l'évolution sur l'ensemble de l'échantillon de la performance et du risque selon le contexte économique et financier. De plus, nous utilisons un modèle de type GARCH, tel qu'introduit par Engle (1982) et généralisé par Bollerslev (1986), pour mesurer le risque spécifique conditionnel des entreprises.

3.1. Analyse en série chronologique

Le processus de diffusion des rendements excédentaires au taux sans risque de l'entreprise j au jour t est défini comme suit :

$$r_{j,t} = \alpha_{j,t}(Z_{t-1}) + \beta_{1,j,t}(Z_{t-1})r_{m,t} + \beta_{2,j}SMB_t + \beta_{2,j}HML_t + \beta_{3,j}Janv_t + \beta_{4,j}Lun_t + \varepsilon_{j,t}, \quad (1)$$

où $r_{j,t}$, le rendement excédentaire, est mesuré par $(Prix_t + Dividendes_t) / Prix_{t-1} - R_{f,t}$. Le taux sans risque, $R_{f,t}$, est le taux des bons du Trésor américain échéants dans 90 jours, ajusté pour la fréquence quotidienne. Le rendement $r_{m,t}$, est la prime de risque de marché au jour t , soit $(R_{m,t} - R_{f,t})$, alors que le rendement de

portefeuille de marché, $R_{m,t}$, est le rendement pondéré par les capitalisations boursières des titres inclus dans les indices de marchés suivants : NYSE, AMEX, and NASDAQ.

Les facteurs de risque HML_t et SMB_t sont respectivement liés au ratio de la valeur aux livres sur la valeur marchande et à l'effet taille. On ajoute aussi deux termes pour contrôler les effets janvier ($Janv_t$) et de fin de semaine ($lundi_t$), soit deux variables binaires qui prennent respectivement la valeur un à la période contrôlée et zéro autrement. Les paramètres $\beta_{k,j}$, pour $k = 1, 2, 3$ et 4 , sont ainsi liés aux variables $SMB_t, HML_t, Janv_t$ et $lundi_t$ respectivement. Ensuite, on définit Z_{t-1} comme un vecteur de N variables d'information macroéconomiques, prédéterminées et centrées à zéro, qui conditionnent aussi bien l'alpha conditionnel, $\alpha_j(Z_{t-1})$, que le bêta conditionnel, $\beta_j(Z_{t-1})$. Enfin, $\varepsilon_{j,t}$ représente le terme d'erreur de l'entreprise j au jour t qui suit une loi normale, $\varepsilon_{j,t} \sim N(0, \delta^2_{j,t})$ et où $\delta^2_{j,t}$ représente le risque résiduel et est mesuré à l'aide d'une variance conditionnelle de type GARCH. Dans l'équation (1), l'alpha conditionnel est mesuré comme suit :

$$\alpha_{j,t}(Z_{t-1}) = a_{o,j} + (a_{E,j} * P_{E,t}) + \sum_{n=1}^N a_{n,j} * Z_{n,t-1}, \quad (2)$$

où $P_{E,t}$ est une variable binaire prenant la valeur 1 si le jour t est inclus dans la fenêtre d'analyse de l'annonce, et 0 autrement. Par conséquent, le paramètre $a_{E,j}$ mesure la performance anormale quotidienne moyenne de l'annonce du gel de la caisse de retraite alors que $a_{o,j}$ représente la performance anormale conditionnelle moyenne non liée à l'annonce ou aux autres variables d'information macroéconomiques. Les paramètres $a_{n,j}$ (pour $n = 1, \dots, N$) mesurent la sensibilité de l'alpha conditionnel aux différentes variables d'information macroéconomiques $Z_{n,t-1}$, qui sont reconnues pour avoir un certain pouvoir prévisionnel sur les rendements financiers [Ferson et Schadt (1996) et Jagannathan et Wang (1996)]. Ces variables sont basées sur les taux d'intérêt américains de maturité 1 mois, la pente de la structure à terme des taux d'intérêt définie par la différence entre les taux d'intérêt des titres du Trésor américain échéant dans 10 ans et ceux échéant dans 3 mois, ainsi que le risque de crédit mesuré par l'écart de taux d'intérêt entre les obligations d'entreprises notées AAA et celles notées BAA par Moody's. Les variables $Z_{n,t-1}$ sont retardées d'une période et centrées à zéro sur l'échantillon utilisée à chaque régression.

De la même façon, le bêta conditionnel (lié au risque systématique du titre j) et la variance des termes d'erreurs (liée au risque spécifique du titre j) de l'équation (1) se définissent respectivement comme suit :

$$\beta_{j,t}(Z_{t-1}) = b_{o,j} + (b_{E,j} * P_{E,t}) + \sum_{n=1}^N b_{n,j} * Z_{n,t-1}, \quad (3)$$

$$\delta^2_{j,t} = \omega_{o,j} + (\omega_{1,j} * P_{E,t}) + \omega_{2,j} * \varepsilon^2_{j,t-1} + \omega_{3,j} * \sigma^2_{j,t-1}, \quad (4)$$

Les paramètres $b_{o,j}$ et $\omega_{o,j}$ sont liés respectivement à la moyenne conditionnelle des mesures de risque systématique et résiduel sur l'ensemble de l'échantillon, tandis que $b_{E,j}$ et $\omega_{1,j}$ mesurent l'effet d'annonce du gel de la caisse de retraite sur le risque systématique et résiduel. Les termes $\sum_{n=1}^N b_{n,j} * Z_{n,t-1}$ de l'équation (3) représentent la portion du risque systématique qui change en fonction des variables d'information $Z_{n,t-1}$.

Dans l'équation de la variance conditionnelle (4), $\omega_{2,j} * \varepsilon^2_{j,t-1}$ est le terme lié à l'effet ARCH avec $\omega_{2,j}$ qui est le paramètre qui mesure l'impact du terme d'erreur de la période précédente, et $\omega_{3,j} * \sigma^2_{j,t-1}$ est le terme lié à l'effet GARCH avec $\omega_{3,j}$ qui est le paramètre qui mesure la sensibilité de la variance conditionnelle à sa valeur précédente.

La période d'estimation des paramètres des régressions est [-553; +250] et la période d'analyse de l'effet du gel sur la performance et le risque varie entre [-5; +250] soit plus spécifiquement les fenêtres suivantes: [-1; +1], [-5; +5], [0; +1], [0; +5], [0; +250] et [-5; +250]. Ces différentes fenêtres nous permettent d'analyser s'il existe une performance anormale suite à l'annonce du gel de la caisse de retraite et si les risques, systématique ou spécifique, sont significativement différents après l'annonce^{viii}.

3.2. Analyse en coupe transversale

Afin de comprendre les déterminants des mesures moyennes de performance anormale et des variations moyennes des mesures de risque, nous régressons les différentes mesures $a_{E,j}$, $b_{E,j}$ et $\omega_{1,j}$ sur un vecteur de caractéristiques relatives aux entreprises et à leurs caisses de retraite $[I_{k,j}]$. Nous avons analysé près d'une quinzaine de variables mais n'avons retenu pour des fins de présentation que les

variables proposées comme les plus pertinentes dans la littérature [Jin, Merton et Bodie (2006) Munell et Soto (2007), Milevsky et Song (2008), MacFarland et Pang (2009) et Atanasova et Hrazdil (2009)]. Ces variables, les détails de leur construction ainsi que leur effet attendu sont présentées à l'annexe 1. L'analyse en coupe transversale s'est réalisée à partir des régressions multiples ci-dessous.

$$a_{E,j} = \gamma_{a,0,j} + \sum_{k=1}^N \gamma_{a,k,j} \times I_{k,j} + e_{a,j}, \quad (5)$$

$$b_{E,j} = \gamma_{b,0,j} + \sum_{k=1}^N \gamma_{b,k,j} \times I_{k,j} + e_{b,j}, \quad (6)$$

$$\omega_{1,j} = \gamma_{g,0,j} + \sum_{k=1}^N \gamma_{g,k,j} \times I_{k,j} + e_{g,j}, \quad (7)$$

où les différents paramètres $\gamma_{a,k,j}$, $\gamma_{b,k,j}$ et $\gamma_{g,k,j}$ mesurent respectivement la sensibilité des performances anormales moyennes ($a_{E,j}$), des variations moyennes du risque systématiques ($b_{E,j}$) et des variations moyennes du risque spécifique ($\omega_{1,j}$) aux différentes caractéristiques $I_{k,j}$. Les paramètres $\gamma_{a,0,j}$, $\gamma_{b,0,j}$ et $\gamma_{g,0,j}$ sont les constantes des régressions (8), (9) et (10) respectivement. Les termes d'erreur $e_{a,j}$, $e_{b,j}$ et $e_{g,j}$ sont supposés i.i.d.

3.3. Données

Tel que discuté, notre étude s'intéresse à l'effet des gels des caisses de retraite sur la performance et les risques des entreprises. Puisque la tendance au gel des caisses de retraite est plus prononcée aux États-Unis qu'au Canada, nous analysons les effets observés aux États-Unis afin de mieux anticiper les conséquences de cette pratique si elle devenait aussi populaire auprès des entreprises canadiennes. Au cours de la période débutant le 1er janvier 2002 et se terminant le 31 décembre 2009, nous avons identifié 96 entreprises américaines cotées en bourse ayant gelé leur caisse de retraite. Les dates d'annonces ont été collectées à partir des journaux financiers tels que le Wall Street Journal ou de communiqués de presse et de rapports financiers 8-K et 10-Q trouvés directement sur les sites internet des compagnies ou sur le site EDGAR^{ix}. Les données financières des entreprises et des caisses de retraites proviennent de Compustat alors que les séries de rendements ou les variables macroéconomiques sont obtenus de Bloomberg. Enfin,

la prime de risque de marché américaine et les primes de risque HML et SMB sont tirées du site^x internet de Kenneth French.

[Insérer Tableau 1 ici]

Le Tableau 1 donne les statistiques descriptives de notre échantillon. On peut voir que la moyenne des rendements journaliers minimum et maximum des entreprises varie entre -18,95% et 25,51%. Les entreprises touchées par l'annonce du gel d'une caisse de retraite montrent aussi un écart type moyen des rendements quotidiens de 2,84% alors que l'écart type comparable pour l'indice de référence est de 1,08%. L'analyse des données relatives aux variables macroéconomiques révèle que les gels des caisses de retraite peuvent en effet se produire lors de périodes économiques difficiles, comme en témoigne les taux des bons du trésor échéant dans un mois qui sont faibles en moyenne (2,89%) au cours des périodes entourant l'annonce des gels. Ce constat se remarque aussi par la pente de la structure à terme des taux d'intérêts, représentée par l'écart des taux des titres gouvernementaux dix ans et six mois, qui est faible en moyenne (1,26%) et parfois négatif (-0,46%).

De plus, les entreprises ayant expérimenté ces gels se distinguent par des caractéristiques très variables. À titre d'exemple, ces entreprises ont entre 101 et 337 000 employés et présentent un ratio d'endettement, soit la valeur de la dette sur la valeur des actions, variant entre 0,23 et 1,7. La prochaine section discute de nos principaux résultats.

4. Résultats empiriques

4.1. Analyse de la performance anormale

Afin d'analyser l'annonce du gel d'une caisse de retraite à prestations déterminées, on teste d'abord l'hypothèse nulle que le gel n'a pas d'effet sur les performances anormales moyennes des entreprises, c'est-à-dire que les mesures de performance, suivant l'annonce d'un gel, n'est pas significativement différente de zéro. À l'opposé, si l'hypothèse alternative se confirme, ceci va plutôt suggérer que l'annonce d'un gel influence significativement la performance financière moyenne des entreprises.

Il est cependant possible que le gel d'une caisse de retraite n'affecte que certaines entreprises ayant des caractéristiques communes. Or, le test sur la performance moyenne ou peut ne pas s'avérer significatif malgré que le gel puisse influencer significativement le prix d'un nombre non négligeable d'entreprises. Afin de vérifier s'il y a une proportion anormalement élevée de performances significatives, positives ou négatives, nous testons explicitement à l'aide d'un test binomial si le pourcentage de cas significatifs est lui-même significativement différent du pourcentage attendu si ces performances étaient normalement distribuées. Spécifiquement, la probabilité d'observer k coefficients significatifs dans notre échantillon de 96 entreprises est de :

$$Prob(k; a, 96) = \binom{k}{96} a^k (1 - a)^{96-k} \quad (8)$$

Pour un test binomial sur des probabilités associées à un niveau de confiance de 95%, la proportion de cas significatifs, positifs ou négatifs, tirée d'une distribution normale est de $a = 2,5 \%$. Ce test binomial consiste à comparer formellement la proportion de cas significatifs observée ($\hat{a} = k / 96$) à celle attendue, soit 2,5%. Ce test binomial appliqué en finance aux modèles de Valeur à Risque par Kupiec (1995) et Christoffersen (1998) vérifie si les pourcentages observés et attendus sont significativement différents en s'appuyant sur la statistique du ratio de vraisemblance suivante :

$$LR = 2 \log[\hat{a}^k (1 - \hat{a})^{J-k} / a^k (1 - a)^{J-k}] \sim \chi^2(1) \quad (9)$$

Le Tableau 2 présente nos principaux résultats en lien avec les performances anormales des entreprises. Lorsqu'on applique les modèles inconditionnels, on note d'abord que la performance anormale des entreprises n'est pas significativement différente de zéro, peu importe que les fenêtres d'analyse soient de court ou de long terme, ce qui confirme les résultats généralement obtenus dans la littérature sur les gels des caisses de retraite [Milevsky et Song (2008) et McFarland et al. (2009)]. Les résultats de nos modèles conditionnels apportent un éclairage nouveau puisqu'ils attribuent une performance anormale moyenne significativement différente de zéro pour les périodes long terme. La moyenne de la performance quotidienne anormale est en effet de 0,00156 et de 0,00157 pour respectivement les fenêtres de $[0 ; +250]$ et de $[-5 ; +250]$, ce qui est significativement différent de zéro à

un niveau de confiance de 95%. Ce résultat suggère qu'une paramétrisation conditionnelle et quotidienne de la performance et du risque peut davantage faire ressortir les bénéfices financiers cumulés d'une entreprise qui a procédé à un gel de ses caisses de retraite. Il est aussi possible que les annonces de gel puissent parfois être contaminées par d'autres événements d'importance lorsqu'elles s'insèrent par exemple dans un plan global de restructuration d'entreprise. Ceci pourrait aussi expliquer l'accumulation de performance anormale sur une plus longue période.

[Insérer le Tableau 2 ici]

Par ailleurs, notons que les écarts-types et les erreurs standards, mesurées à partir de données quotidiennes, sont inversement reliées à la longueur de la fenêtre d'analyse. Ceci suggère que les performances anormales sont très dispersées et que la réaction des investisseurs est vive en particulier le jour de l'annonce du gel. Il est ainsi possible pour les investisseurs de réaliser d'importants rendements positifs ou négatifs les jours suivant l'annonce, soit par exemple de +4,7 % pour Cincinnati-Bell Inc ou de -7,5% pour Foamex Inc. L'annonce d'un gel peut donc être vue positivement ou négativement par les investisseurs selon les caractéristiques des entreprises, ce qui fera l'objet d'une analyse plus détaillée à la section 4.4.

L'analyse des résultats à partir de la moyenne des performances anormales demeure néanmoins mitigée, en particulier à court terme. Il est toutefois possible que le gel des caisses de retraite n'ait un effet important que pour certaines entreprises se distinguant par des caractéristiques communes. Or, nous nous intéressons aux pourcentages des entreprises qui obtiennent des performances anormales significativement différentes de zéro. Tel que discuté, nos tests binomiaux vérifient si le pourcentage observé de cas significatifs à un niveau de confiance de 95% est significativement différent de celui attendu.

Les résultats de ces tests confirment nos précédents constats, soit que le gel des caisses de retraite peut entraîner des performances anormales à long terme, soit jusqu'à 250 jours après l'annonce. Pour les périodes [0 ; +250] et [-5 ; +250], le modèle conditionnel révèle que 10,42% des entreprises obtiennent une performance positive et significative suite à l'annonce d'un gel. Ce pourcentage est significativement différent du 2,5% attendu à un niveau de confiance de 99%. Le modèle inconditionnel obtient aussi des

résultats similaires mais avec des pourcentages et un niveau de confiance plus faibles, ce qui est similaire aux résultats obtenus par Rubin (2007).

A l'exception de la fenêtre à long terme, on remarque que le modèle inconditionnel attribue davantage de performances significatives et positives que son équivalent conditionnel. Pour les fenêtres de [0; +1] et de [0; +5], le pourcentage de performances significatives et positives est de 5,20% et 7,29% avec le modèle inconditionnel et de 1,04% et 4,18% avec le modèle conditionnel. Contrairement au modèle conditionnel, le pourcentage obtenu pour la fenêtre [0; +1] avec le modèle inconditionnel s'avère significativement plus élevé que le 2,5% attendu. Les différences entre les deux modèles peuvent s'expliquer par exemple par l'annonce de gels lorsque les conditions économiques sont moins favorables. Dans ces cas, le modèle inconditionnel, qui n'ajuste pas le bêta à la hausse si le contexte économique devient défavorable, risque d'attribuer une mesure de performance anormale positive puisque l'espérance de rendement aurait dû être ajustée à la hausse. À l'opposé, le modèle conditionnel, qui permet au bêta d'une entreprise de s'ajuster à la hausse lors de ces périodes défavorables, ne devrait pas montrer un pourcentage de cas significativement différents de 2,5% si le gel n'a pas d'effet à court terme sur la performance. Nos résultats supportent ces hypothèses et seront davantage discutés à la section 4.2 qui traite du risque systématique.

Somme toute, nos résultats suggèrent qu'à long terme, l'annonce d'un gel d'une caisse de retraite entraîne une performance anormale moyenne positive et significative ainsi qu'un nombre significativement plus élevé de cas qu'attendu avec une performance significative et positive. À court terme, nos résultats demeurent par contre plus ambigus que ceux d'Atanasova et Hrazdil (2009) et de McFarland et al. (2009) qui concluent en un effet positif, quoique non significatif, et ceux de Milevsky et Song (2008) qui suggèrent plutôt que l'annonce d'un gel engendre des performances anormales négatives non significatives. Il est cependant possible que les effets documentés dans ces études soient attribuables non pas au gel de la caisse de retraite mais aux contextes économiques dans lesquels surviennent ces gels. Lorsque l'évaluation de la performance et du risque est conditionnelle aux variables macroéconomiques, il semble que les effets à court terme du gel de la caisse de retraite se dissipent et tendent vers zéro.

4.2. Analyse du risque systématique

Cette section analyse si le gel des caisses de retraite influence, à court ou à long terme, le risque systématique des entreprises. D'une part, les investisseurs peuvent considérer l'annonce d'une fermeture d'une caisse de retraite PD telle une diminution du fardeau financier de l'entreprise. D'autre part, le gel d'une caisse de retraite peut aussi envoyer un signal aux investisseurs que l'entreprise est à risque. Le Tableau 3 présente l'effet d'annonce d'un gel d'une caisse de retraite sur le bêta de l'entreprise en appliquant soit la modélisation conditionnelle ou inconditionnelle.

[Insérer le Tableau 3 ici]

Nos résultats montrent que la moyenne des variations des bêtas des entreprises est significativement supérieure à zéro à un niveau de confiance de 95% pour la période [-1; +1], tant pour le modèle conditionnel (0,69) qu'inconditionnel (0,72). Les fortes variations des bêtas révèlent encore une fois que les investisseurs peuvent réagir fortement à l'annonce d'un gel d'une caisse de retraite, ce qui se manifeste par une variation importante du bêta soit à la baisse ou à la hausse selon les circonstances. Pour les fenêtres court terme [0; +1] et [-1; +1], les écarts-types des variations des bêtas sont d'ailleurs très élevés et peuvent être attribuables à quelques cas extrêmes tels que Surewest qui subit notamment une augmentation de son bêta conditionnel de 0,32 unité sur la période [0; +1]. Une analyse plus détaillée des déterminants des variations des bêtas est effectuée à la section 4.4.

Les tests binomiaux vérifient si le pourcentage de cas significatifs, positifs ou négatifs, à un niveau de confiance de 95% est significativement différent de 2,5%. Tel qu'attendu, les annonces de gel peuvent produire un effet à long terme sur le bêta des entreprises parfois à la hausse, si l'entreprise dévoile ses difficultés financières, et parfois à la baisse, si les investisseurs perçoivent le gel comme une piste de solution aux difficultés financières. Le modèle conditionnel montre que pour les fenêtres [0 ; +250], 14,58% des entreprises obtiennent un changement négatif et significatif alors que 12,50% de celles-ci ont un changement positif et significatif. Pour le modèle inconditionnel, ces pourcentages sont de 14,58% tant pour les changements significatifs positifs que négatifs. Tous ces pourcentages sont significativement

supérieurs au 2,5% attendu, à un niveau de confiance de 99%. Les investisseurs semblent en effet interpréter l'annonce parfois positivement et parfois négativement.

Pour les fenêtres d'analyse à court terme [0 ; +1] et [-1 ; +1], les effets d'annonce sur le bêta diffèrent selon que le modèle soit conditionnel ou inconditionnel. Pour la fenêtre [0 ; +1], le modèle inconditionnel attribue par exemple un plus grand pourcentage de variations significatives du bêta, positives (7%) ou négatives (4%), que son équivalent conditionnel (1% pour chaque cas). Ce dernier résultat semble s'expliquer par l'inclusion de variables macroéconomiques pour tenir compte de l'évolution temporelle du risque, ce que nous investiguerons davantage dans nos futures recherches. Tel qu'attendu, les variables liées au taux d'intérêt 1 mois et à la pente de la structure à terme sont négativement corrélées avec le bêta conditionnel alors que la variable associée au risque de crédit est plutôt positivement corrélée avec ce même bêta. Bien que l'effet des variables macroéconomiques sur les bêtas ne soit pas présenté dans les tableaux faute d'espace, notons que pour la fenêtre [-5, +5], 22%, 19% et 24% des bêtas conditionnels des entreprises sont significativement influencés par, respectivement, les taux à court terme (effet négatif), la pente de la structure à terme (effet négatif) et le risque de défaut général des entreprises (corrélation positive)^{xi}. Par conséquent, lorsque l'économie est en recul et que les gels des caisses de retraite deviennent une piste de solution pour atténuer les difficultés financières des entreprises, le modèle conditionnel permet de distinguer explicitement l'effet sur le risque du contexte économique de celui du gel de la caisse de retraite. Il semble donc qu'une portion de l'augmentation du risque révélée par le modèle inconditionnel, dans les cas où la variation du bêta est significative et positive, devrait plutôt être attribuable au contexte économique difficile dans lequel se réalise généralement l'annonce d'un gel d'une caisse de retraite.

En conclusion, la variation du risque systématique à court terme semble davantage être imputable au contexte économique qu'à l'effet du gel, quoique l'effet d'un gel persiste à long terme pour un nombre significatif d'entreprises, et ce tant avec le modèle conditionnel qu'inconditionnel. La prochaine section analyse l'effet d'annonce du gel de la caisse de retraite sur le risque résiduel conditionnel de l'entreprise.

4.3. Variation du risque résiduel

L'étude de l'incidence de l'annonce d'un gel de la caisse de retraite sur le risque résiduel des entreprises s'effectue à l'aide d'un modèle conditionnelle de type GARCH, auquel on ajoute une variable binaire qui prend la valeur un lorsque la fenêtre d'analyse s'applique et zéro autrement. Le coefficient lié à cette variable binaire mesure ainsi l'effet d'annonce du gel sur la variance conditionnelle des termes d'erreur. Notons tout d'abord que pour l'ensemble des estimations plus de 79% et 65% des coefficients liés respectivement à l'effet ARCH ($\omega_{2,j}$) et GARCH ($\omega_{3,j}$) sont significatifs au seuil de confiance de 95 %^{xii}.

[Insérer le Tableau 4 ici]

Le Tableau 4 présente les résultats sur l'incidence de l'annonce des gels des caisses de retraite sur le risque spécifique des entreprises. On remarque d'abord que l'effet est en moyenne significatif et négatif à un niveau de confiance de 95% pour les fenêtres [-5; +5] et [0; +5]. Les forts pourcentages de cas significatifs et négatifs, peu importe la fenêtre à l'étude, confirment l'effet négatif de l'annonce d'un gel sur le risque spécifique des entreprises. Tous ces pourcentages sont significativement plus élevés que 2,5%, soit le pourcentage attendu si les variations des mesures de risque résiduel étaient distribuées normalement. Dans le cas des fenêtres [-5; +250] et [0; +250], les pourcentages de cas significatifs et positifs s'avèrent aussi significativement plus élevés que 2,5%, à un niveau de confiance de 99%. Pour les fenêtres à long terme, il y a en effet plus de la moitié des entreprises qui obtiennent une mesure de risque résiduel significativement différente suite à l'annonce du gel de leur caisse de retraite.

À court terme, l'effet d'annonce d'un gel d'une caisse de retraite vient réduire de façon importante le risque résiduel d'un bon nombre d'entreprises. Les investisseurs semblent anticiper par ce gel que l'entreprise, possiblement en difficulté, sera en mesure de réduire ses problèmes financiers et par conséquent son risque résiduel. Ce résultat soulève néanmoins certaines questions. Par exemple, serait-il possible que les dirigeants choisissent des périodes où le risque résiduel de leur entreprise est plus élevé pour annoncer le gel de leur caisse de retraite, et que s'ensuit des niveaux de risque résiduel significativement plus faibles ? Il serait intéressant d'étudier dans une future recherche si les dirigeants

d'entreprises attendent une période de volatilité plus faible, du moins en termes de risque résiduel, pour annoncer le gel ou si c'est plutôt l'annonce du gel qui fait véritablement diminuer ce type de risque. La prochaine section s'attarde aux déterminants des performances anormales et des variations des mesures de risque systématique et résiduel.

4.4. Analyse des déterminants des gels des caisses de retraite

Compte tenu du nombre élevé d'entreprises qui obtiennent des mesures de performance anormale et de variations de risque systématique ou résiduel qui s'avèrent significatives, cette section s'intéresse aux déterminants de ces trois variables. Les caractéristiques des entreprises et des caisses de retraite utilisées dans nos régressions en coupe transversales sont traitées à l'annexe 1. Le Tableau 5 montre les résultats de nos régressions en coupe transversales pour une fenêtre court terme [0; +5] et une fenêtre long terme [0; +250].

[Insérer le Tableau 5 ici]

Peu de caractéristiques expliquent cependant les performances anormales des entreprises pour les fenêtres court terme. Alors que d'autres études montrent qu'un faible ROE retardé d'une année se traduit par de meilleurs rendements anormaux [Milevsky et Song (2008)] ou que les rendements des caisses de retraite sont positivement corrélés avec les rendements anormaux d'entreprises [Atanasova et Hrazdil (2009)], ces variables ne sont pas significatives dans notre étude. Cette divergence de résultats peut s'expliquer par des performances anormales moins significatives pour des fenêtres court terme [0; +5] avec le modèle conditionnel. Par contre, les résultats de la fenêtre long terme [0; +250] révèlent que lorsqu'une solution alternative au gel de la caisse de retraite est proposée, les performances anormales sont significativement plus faibles. Par conséquent, si le gel de la caisse de retraite de l'entreprise permet de réduire ses coûts de retraite, offrir un nouveau plan à cotisations définies annule la possibilité de réaliser des économies, ce qui se traduit par de plus faibles performances pour l'entreprise.

À l'instar de l'analyse des performances anormales, une seule caractéristique d'entreprise explique les variations du bêta conditionnel, et ce toujours pour la fenêtre long terme [0; +250]. Le ratio

d'endettement des entreprises est en effet significatif et négativement corrélé avec les variations du risque systématique au seuil de confiance de 95%. Ainsi, plus l'entreprise est endettée, plus le gel de la caisse de retraite engendre une baisse du risque systématique de l'entreprise. Enfin, le ratio d'endettement est aussi significativement et négativement corrélé avec les variations du risque résiduel de l'entreprise, à un niveau de confiance de 95% et pour la fenêtre court terme [0; +5].

5. Conclusion

La crise financière récente a engendré d'importants déficits actuariels aux caisses de retraite à prestations déterminées (PD). Il s'en est aussi suivi une tendance aux gels de ce type de caisses de retraite afin d'atténuer les effets de la crise sur la santé financière des entreprises. Ce phénomène qui a été plus particulièrement observé aux États-Unis pourrait inciter les entreprises canadiennes à faire de même. Dans ce contexte, notre étude propose de vérifier l'incidence des gels des caisses de retraite sur la performance et le risque des entreprises américaines.

Nous préconisons une approche conditionnelle afin de tenir compte du contexte économique dans lequel s'effectuent les gels pour mesurer la performance et le risque systématique des entreprises [Ferson et Schadt (1996), Jagannathan et Wang (1996) et Christopherson, Ferson et Glassman (1998)]. Nous étudions aussi l'effet des gels d'une caisse de retraite sur le risque résiduel d'une entreprise à l'aide d'un modèle de variance conditionnelle de type GARCH. À des fins de comparaisons, les résultats de notre approche conditionnelle sont comparés à ceux d'une approche plus conventionnelle en matière d'études événementielles.

Nos principaux résultats montrent que l'annonce du gel d'une caisse de retraite à prestations déterminées augmente la valeur de l'entreprise à long terme. Alors que l'effet d'annonce est aussi observé à court terme avec l'approche conventionnelle (inconditionnelle), il disparaît lorsque les performances anormales sont mesurées en tenant compte du contexte économique. Un constat similaire est obtenu pour les variations à court terme du bêta suite à l'annonce du gel d'une caisse de retraite. Les résultats du

modèle conditionnel au contexte économique suggèrent que les variations du bêta à court terme sont davantage associées au contexte économique qu'à l'annonce du gel. Par contre, les variations à la hausse ou à la baisse à long terme du bêta sont confirmées tant par l'application du modèle conditionnel qu'inconditionnel. Enfin, nos résultats supportent que l'annonce des gels des caisses de retraite diminue significativement le risque résiduel à court terme des entreprises.

L'analyse par régressions en coupe transversale consiste à déterminer les variables d'entreprises ou des caisses de retraite qui influencent les performances anormales ou les variations de risque. Le ratio d'endettement des entreprises est la variable qui influence le plus les variations de risque des entreprises. Plus spécifiquement, le ratio d'endettement est négativement corrélé avec les variations des mesures de risque, ce qui implique que plus l'endettement est élevé, plus le gel de la caisse de retraite va diminuer le risque systématique ou résiduel de l'entreprise.

Notes

ⁱ OCDE (2010). Pension markets in focus, issue 7

ⁱⁱ Voir Munnell A., et al. (2003). How Has The Shift To 401(k)s Affected The Retirement Age? Issues in Brief 13, Center for Retirement Research, Boston College.

ⁱⁱⁱ Watson, Towers. (2010), Pension freezes continue among Fortune 1000 companies in 2010. Insider (September): 1-4. Available at <http://www.towerswatson.com/assets/pdf/2761/2761.pdf>.

^{iv} Taux de rendement nominal sur la période de janvier à décembre 2008, OCDE (2009). Pension markets in focus. issue 6.

^v Le ratio de financement se définit par la valeur des actifs de la caisse de retraite divisée par la valeur de ses passifs.

^{vi} Selon Statistique Canada, CANSIM, tableau (payant) 280-0016

^{vii} Par exemple, la mise en application en 2006 de la norme SFAS 158 oblige les entreprises américaines à distinguer le surplus ou le déficit actuariel de la caisse de retraite comme un actif ou une dette dans leurs états financiers. Aussi, le Pension Protection Act oblige les entreprises américaines qui ont une caisse de retraite sous-évaluée à payer une prime d'assurance plus élevée à la Pension Benefit Guaranty Corporation (PBGC).

^{viii} Pour des fins de comparaisons, nous estimons aussi les performances anormales moyennes et les variations de risque des entreprises à l'aide de régressions qui supposent une approche inconditionnelle en imposant que les coefficients $a_{n,j}$ et $b_{n,j}$ soient tous égaux à zéro (pour $n = 1, \dots, N$).

^{ix} EDGAR : Electronic Data Gathering, Analysis, Retrieval system. Base de données avec toutes les publications des entreprises (rapports annuels, états financiers, communiqués de presse...)

^x http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/data_library.html

^{xi} Ces résultats qui ne sont pas présentés par souci d'espace sont disponibles sur demande.

^{xii} Ces résultats qui ne sont pas présentés par souci d'espace sont disponibles sur demande.

Annexe 1 : Les caractéristiques des entreprises et des caisses de retraite

Ce tableau présente les différentes variables explicatives des entreprises et des caisses de retraite utilisées lors de l'analyse en coupe transversale des performances anormales et des variations des mesures de risque. La deuxième colonne décrit la méthode de calcul des variables alors que la troisième colonne explique les effets attendus pour chaque variable suite à l'annonce du gel de la caisse de retraite.

Variables	Méthodes de calcul	Effets
Taille du plan / taille de l'entreprise	Ratio Ln des actifs du plan/ Ln des actifs de l'entreprise	Plus le plan est important, plus il coûte cher. Le gel de la caisse de retraite devrait donc être perçu positivement et avoir un impact plus important pour les plus gros plans.
Performance de l'entreprise	ROA de l'entreprise dans l'année précédant le gel de la caisse de retraite	Si une entreprise a réalisé une mauvaise performance, les investisseurs devraient réagir positivement au gel puisqu'il permet de réduire les cotisations versées à la caisse de retraite. Cela permet de réduire les coûts et par conséquent, réduire le risque financier. À l'inverse, l'impact du gel de la caisse de retraite sur une entreprise en bonne santé devrait être faible, car la baisse du risque financier est moindre
Coût de financement par employé	Ratio dépenses de retraites / nombre d'employés participants aux caisses de retraite	Plus le coût de financement par employé est élevé, plus l'annonce du gel devrait être perçue positivement. En effet, cela permet de réduire le montant des contributions. De plus, le transfert du risque aux employés est plus grand lorsque les contributions sont importantes
Changement dans la politique de dividendes	Variable binaire égale à 1 si l'entreprise a changé sa politique de versement de dividendes dans les 12 mois précédents le gel de la caisse de retraite et 0 sinon	Si l'entreprise augmente son taux de versement des dividendes, c'est que l'entreprise a réalisé assez de profits. Elle peut donc contribuer à sa caisse de retraite. Les investisseurs devraient alors réagir négativement au gel, puisque cela pénalise les employés alors que n'est pas nécessaire. À l'inverse, si l'entreprise décide de réduire le taux de versement des dividendes, c'est qu'elle est en difficulté. L'annonce du gel devrait alors être perçue comme une nouvelle permettant d'aider l'entreprise à se rétablir
Rendement de la caisse de retraite	Taux de rendement de la caisse de retraite dans les 12 derniers mois avant le gel	Plus le rendement de la caisse de retraite est faible, plus les investisseurs devraient réagir positivement au gel de la caisse de retraite puisqu'un faible taux de rendement implique pour l'employeur de faire de plus importantes contributions
Tendance du ratio de financement	Variable binaire égale à 1 si le ratio de financement s'est détérioré dans les 12 mois précédents le gel de la caisse de retraite et 0 sinon	Si le ratio de financement s'est détérioré l'année précédant le gel, l'annonce du gel devrait être perçue positivement puisque cela permet de réduire le risque lié à la caisse de retraite, ainsi que les coûts de financement.
Levier financier	Ratio dettes de l'entreprise en \$/ actif total de l'entreprise en \$	Plus le levier est important, plus l'entreprise est risquée. Le gel de la caisse de retraite est donc perçu comme une diminution du risque financier et l'impact devrait être important
Solutions alternatives	Variable binaire égale à 1 si l'entreprise propose un autre régime de retraite après le gel dans les 12 mois précédents le gel et 0 sinon	Si l'entreprise propose un autre régime de retraite, l'annonce du gel devrait être perçue positivement puisque l'impact sur les employés est réduit. Toutefois, cela permet également d'envisager de nouvelles dépenses, ce qui peut être perçu négativement.

Tableau 1 : Sommaire statistique

Ce tableau présente les statistiques descriptives pour les différentes variables de notre étude. Nous indiquons dans l'ordre la moyenne, la médiane, l'écart type, le minimum et le maximum. Dans le cas des facteurs de risque et des variables utilisées pour le calcul des $Z_{n,t-1}$, nous présentons la moyenne de leurs statistiques sur toutes les périodes analysées, soit de 553 jours avant l'annonce jusqu'à 250 jours après l'annonce. Dans le cas des 96 entreprises, nous présentons la moyenne de chaque statistique individuelle des entreprises. De plus, on présente aussi quelques statistiques sur des données pertinentes relatives aux entreprises et aux caisses de retraite.

Facteurs de risque et rendements des entreprises et du marché	Minimum (x100)	Moyenne (x100)	Médiane (x100)	Maximum (x100)	Écart-type (x100)
R_m	-5,753	0,002	0,051	6,101	1,085
\bar{R}_j (entreprise moyenne)	-18,945	0,011	-0,036	25,514	2,838
<i>SMB</i>	-2,719	0,007	0,015	2,631	0,535
<i>HML</i>	-0,025	0,000	0,000	0,025	0,005
Variables utilisées pour $Z_{n,t-1}$					
Taux 1 mois	0,535	2,885	2,838	5,101	1,433
Structure des taux d'intérêt (tx 10 ans - tx 1 mois)	-0,459	1,257	1,162	3,466	1,083
Ecart des taux BAA – AAA	0,650	1,093	0,999	2,006	0,340
Variables spécifiques $I_{k,j}$					
Capitalisation boursière (en millions de \$)	1,084	17782	2818	273598	40510
Nombre d'employés	101	46200	15500	337000	74142
Actifs au sein de la caisse de retraite (en millions de \$)	5	5464	1197	90545	13506
Ratio d'endettement (dette / action)	0,233	0,752	0,746	1,692	0,248

Tableau 2 : Les performances anormales

Le Tableau 2 présente les résultats des régressions en série chronologique des rendements des entreprises pour différentes périodes couvrant la date d'annonce. Les lignes montrent ces résultats pour différentes fenêtres quotidiennes autour de la date d'annonce et les colonnes indiquent les principales statistiques des performances anormales, soit la moyenne, la médiane, l'écart type, l'erreur standard (l'écart type divisé par la racine du nombre d'entreprises) ainsi que la statistique t du test de la moyenne des coefficients, soit le ratio de la moyenne sur l'erreur standard. Le tableau présente aussi la proportion de coefficients significatifs, négatifs ou positifs, au seuil de confiance de 5%. La période d'estimation des paramètres des régressions est de [-553 ; +250] et la période d'analyse de l'effet du gel sur les performances anormales varie entre [-20 ; +250]. Les sections A et B présentent respectivement les résultats pour le modèle conditionnel et inconditionnel. Pour plus de détails sur les modèles, voir la section 3 du texte. L'échantillon contient 96 entreprises américaines ayant annoncé le gel de leur caisse de retraite, entre 2003 et 2009. Les symboles *, ** et *** indiquent qu'on rejette l'hypothèse nulle aux seuils de confiance de 90%, 95% et 99 % respectivement. Dans le cas des seuils de confiance des pourcentages des cas significatifs, positifs ou négatifs, ils sont obtenus à l'aide du test binomial décrit à la section 4.

Section A : Modèle conditionnel							
Période de l'effet d'annonce	Moy. rend. anorm. (x100)	Méd. rend. anorm. (x100)	Écart-type rend. anorm. (x100)	Erreur Standard (x100)	Stat. t Moy.	% cas nég. sign. à 95%	% cas pos. sign. à 95%
[-1; +1]	-0,380	-0,061	2,884	0,294	-1,290	4,167%	0,000%
[-5; +5]	-0,073	0,011	1,312	0,134	-0,545	7,292%**	3,125%
[-5; +250]	0,156	0,048	0,649	0,066	2,354**	2,083%	10,417%***
[0; +1]	0,381	0,195	5,820	0,594	0,642	1,042%	1,042%
[0; +5]	-0,138	-0,084	1,687	0,172	-0,799	4,167%	4,167%
[0; +250]	0,157	0,048	0,649	0,066	2,367**	2,083%	10,417%***
Moyenne échant.	0,017	0,026	2,167	0,221	0,455	3,472%	4,861%

Section B : Modèle inconditionnel							
Période de l'effet d'annonce	Moy. rend. anorm. (x100)	Méd. rend. anorm. (x100)	Écart-type rend. anorm. (x100)	Erreur Standard (x100)	Stat. t Moy.	% cas nég. sign. à 95%	% cas pos. sign. à 95%
[-1; +1]	-0,292	-0,163	3,198	0,326	-0,895	4,167%	4,167%
[-5; +5]	-0,085	0,021	1,482	0,151	-0,564	5,208%	7,292%**
[-5; +250]	0,033	0,020	0,380	0,039	0,842	2,083%	8,333%
[0; +1]	0,395	0,111	6,396	0,653	0,604	4,167%	5,208%
[0; +5]	-0,134	-0,018	1,932	0,197	-0,681	3,125%	7,292%**
[0; +250]	0,033	0,017	0,389	0,040	0,839	2,083%	6,250%**
Moyenne échant.	-0,063	-0,036	2,766	0,282	-0,265	3,819%	5,729%

Tableau 3: Les variations du risque systématique

Le Tableau 3 présente les résultats des régressions en série chronologique des variations du risque systématique des entreprises pour différentes périodes couvrant la date d'annonce. Les lignes montrent ces résultats pour différentes fenêtres quotidiennes autour de la date d'annonce et les colonnes indiquent les principales statistiques des variations du bêta, soit la moyenne, la médiane, l'écart type, l'erreur standard des moyennes (l'écart type divisé par la racine du nombre d'entreprises) ainsi que la statistique t du test de la moyenne des coefficients, soit le ratio de la moyenne sur l'erreur standard. Le tableau présente aussi la proportion de coefficients significatifs, négatifs ou positifs, au seuil de confiance de 5%. La période d'estimation des paramètres des régressions est de [-553 ; +250] et la période d'analyse de l'effet du gel sur le risque varie entre [-20 ; +250]. Les sections A et B présentent respectivement les résultats pour le modèle conditionnel et inconditionnel. Pour plus de détails sur les modèles, voir la section 3 du texte. L'échantillon contient 96 entreprises américaines ayant annoncé le gel de leur caisse de retraite, entre 2003 et 2009. Les symboles *, ** et *** indiquent qu'on rejette l'hypothèse nulle aux seuils de confiance de 90%, 95% et 99 % respectivement. Dans le cas des seuils de confiance des pourcentages des cas significatifs, positifs ou négatifs, ils sont obtenus à l'aide du test binomial décrit à la section 4.

Section A : Modèle conditionnel							
Période de l'effet d'annonce	Moy. Varia. bêta	Méd. Varia. bêta	É.-T Varia. bêta	Erreur Standard	Stat. t Moy.	% cas nég. sign. à 95%	% cas pos. sign. à 95%
[-1; +1]	0,688	0,157	3,319	0,339	2,032**	2,083%	1,042%
[-5; +5]	-0,055	0,001	1,062	0,108	-0,504	5,208%	6,250%**
[-5; +250]	0,002	0,063	0,530	0,054	0,035	14,583%***	12,500%***
[0; +1]	0,325	0,021	9,399	0,959	0,339	1,042%	1,042%
[0; +5]	0,152	0,317	1,261	0,129	1,183	4,167%	2,083%
[0; +250]	0,002	0,063	0,530	0,054	0,042	14,583%***	12,500%***
Moyenne échant.	0,186	0,104	2,683	0,274	0,521	6,944%	5,903%

Section B : Modèle inconditionnel							
Période de l'effet d'annonce	Moy. Varia. bêta	Méd. Varia. bêta	É.-T Varia. bêta	Erreur Standard	Stat. t Moy.	% des cas nég. et sign. à 95%	% des cas pos. et sign. à 95%
[-1; +1]	0,729	0,100	3,462	0,353	2,064**	4,167%	7,292%**
[-5; +5]	-0,052	-0,066	0,987	0,101	-0,512	6,250%**	5,208%
[-5; +250]	-0,050	-0,008	0,402	0,041	-1,216	16,667%***	13,542%***
[0; +1]	0,351	0,078	9,610	0,981	0,358	4,167%	7,292%**
[0; +5]	0,074	0,099	1,257	0,128	0,577	3,125%	5,208%
[0; +250]	-0,039	0,008	0,391	0,040	-0,987	14,583%***	14,583%***
Moyenne échant.	0,169	0,035	2,685	0,274	0,047	6,076%	7,813%

Tableau 4 : Les variations du risque résiduel

Le Tableau 4 présente les résultats des régressions en série chronologique des variations du risque résiduel des entreprises pour différentes périodes couvrant la date d'annonce. Les lignes montrent ces résultats pour différentes fenêtres quotidiennes autour de la date d'annonce et les colonnes indiquent les principales statistiques des variations du risque résiduel, soit la moyenne, la médiane, l'écart type, l'erreur standard des moyennes (l'écart type divisé par la racine du nombre d'entreprises) ainsi que la statistique t du test de la moyenne des coefficients, soit le ratio de la moyenne échantillonnale sur l'erreur standard. Le tableau présente aussi la proportion de coefficients significatifs, négatifs ou positifs, au seuil de confiance de 5%. La période d'estimation des paramètres des régressions est de [-553 ; +250] et la période d'analyse de l'effet du gel sur le risque résiduel varie entre [-20 ; +250]. La section A présente les résultats pour le modèle conditionnel. Pour plus de détails sur les modèles, voir la section 3 du texte. L'échantillon contient 96 entreprises américaines ayant annoncé le gel de leur caisse de retraite, entre 2003 et 2009. Les symboles *, ** et *** indiquent qu'on rejette l'hypothèse nulle aux seuils de confiance de 90%, 95% et 99 % respectivement. Dans le cas des seuils de confiance des pourcentages des cas significatifs, positifs ou négatifs, ils sont obtenus à l'aide du test binomial décrit à la section 4.

Section A : Modèle conditionnel							
Période de l'effet d'annonce	Moy. Var. Risque résid. (x100)	Méd. Var. Risque résid. (x100)	É. T. Var. Risque résid. (x100)	Erreur Standard (x100)	Stat. t Moy.	% des cas nég. et sign. à 95%	% des cas pos. et sign. à 95%
[-1; +1]	-0,037	-0,013	0,196	0,020	-1,842	27,083%***	4,167%
[-5; +5]	-0,012	-0,002	0,057	0,006	-2,104**	35,417%***	4,167%
[-5; +250]	0,003	0,000	0,034	0,003	0,966	27,083%***	32,292%***
[0; +1]	-0,023	-0,021	0,243	0,025	-0,927	16,667%***	2,083%
[0; +5]	-0,015	-0,007	0,073	0,007	-2,022**	33,333%***	4,167%
[0; +250]	0,003	0,000	0,034	0,003	0,964	28,125%***	32,292%***
Moyenne échant.	-0,013	-0,007	0,106	0,011	-0,828	27,951%	13,194%

Tableau 5 : Analyse des déterminants des performances anormales et des variations de risque suite à l'annonce des gels

Ce tableau indique les résultats des régressions en coupe transversale des performances anormales et des variations de risque systématique ou résiduel sur différentes caractéristiques des entreprises et des caisses de retraite. Ces caractéristiques sont définies et discutées à l'annexe 1. Les sections A et B de ce tableau présentent respectivement les résultats obtenus avec le modèle conditionnel pour les périodes d'analyse court terme [0,+5] et long terme [0,+250]. Les statistiques présentées sont la moyenne des coefficients ainsi que leur écart type entre parenthèses. Les symboles *, ** et *** indiquent qu'on rejette l'hypothèse nulle que le coefficient est égal à zéro aux seuils de confiance de 90%, 95% et 99 % respectivement. Pour plus de détails sur le modèle conditionnel, voir la section 3 du texte. L'échantillon contient 96 entreprises américaines ayant annoncé le gel de leur caisse de retraite, entre 2003 et 2009.

	Performances anormales	Variations du risque systématique	Variations du risque résiduel
Constante (x100)	-0,138 (0,175)	10,481 (13,679)	-0,009 (0,010)
taille relative du plan par rapport à la taille de l'entreprise (x100)	0,342 (1,152)	-82,742 (89,936)	0,089 (0,068)
coût de retraite par employé (x100 000)	0,026 (0,037)	-0,323 (2,860)	-0,003 (0,002)
performance de l'entreprise (ROA) (x100)	-1,737 (2,022)	-163,257 (157,913)	-0,086 (0,119)
modification de la politique de dividendes (x100)	0,274 (0,371)	8,448 (28,975)	0,006 (0,022)
rendement de la caisse de retraite (x100)	1,150 (1,941)	95,700 (151,594)	-0,002 (0,115)
tendance du ratio de financement (x100)	-0,143 (0,634)	56,113 (49,552)	-0,025 (0,037)
levier de l'entreprise (x100)	-0,841 (0,765)	-94,251** (59,764)	0,095 (0,045)
solutions alternatives (x100)	-0,390 (0,569)	-6,233 (44,468)	0,014 (0,034)

Section B : Période long terme [0; +250]

	Performances anormales	Variations du risque systématique	Variations du risque résiduel
Constante (x100)	0,157** (0,065)	0,229 (5,366)	0,003 (0,003)
taille relative du plan par rapport à la taille de l'entreprise (x100)	-0,190 (0,427)	-31,865 (35,278)	0,009 (0,022)
coût de retraite par employé (x100 000)	0,005 (0,014)	0,165 (1,122)	-0,001 (0,001)
performance de l'entreprise (ROA) (x100)	-0,534 (0,749)	-47,787 (61,942)	-0,016 (0,039)
modification de la politique de dividendes (x100)	0,039 (0,137)	4,439 (11,366)	0,012 (0,007)
rendement de la caisse de retraite (x100)	-0,174 (0,719)	69,777 (59,464)	-0,059 (0,037)
tendance du ratio de financement (x100)	0,046 (0,235)	36,009 (19,437)	0,006 (0,012)
levier de l'entreprise (x100)	0,359 (0,283)	-51,020** (23,443)	0,004 (0,015)
solutions alternatives (x100)	-0,506** (0,211)	19,037 (17,443)	-0,003 (0,011)

Références

- Atanasova, C., Hrazdil, K., 2009. Why do healthy firms freeze their defined benefit pension plans, *CAAA Annual Conference*.
- Boivie, I., Almeida, B., 2008. Look before you leap: The unintended consequences of pension freezes, *National Institute of Retirement Security*, Washington D.C..
- Bollerslev, T., 1986. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity, *Journal of Econometrics* 31, 307-317.
- Bulow, J., Morck, R., Summers, L., 1987. How does the market value unfunded pension liabilities, *National Bureau of Economic Research*, Cambridge, Massachusetts.
- Butrica, B., Iams, H., Smith, K., Toder, E., 2009. The disappearing defined benefit pension and its potential impact on the retirement incomes of boomers, *Center for Retirement Research*, Boston College, Massachusetts.
- Christopherson, J., Ferson, W., Glassman, D., 1998. Conditioning manager alphas on economic information: another look at the persistence of performance, *Review of Financial Studies* 11, 111-142.
- Engle, R., 1986. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation, *Econometrica* 50, 987-1007.
- Ferson, W., Schadt, R., 1996. Measuring fund strategy and performance in changing economic conditions, *Journal of Finance* 51, 425-461.
- Jagannathan, R., Wang, Z., 1996. The conditional CAPM and the cross-section of expected returns, *Journal of Finance* 51, 3-53.
- Jin, L., Merton, R., Bodie, Z., 2006. Do a firm's equity return reflect the risk of its pension plan, *Journal of Financial Economics* 81, 1-26.
- Kupiec P., 1995. Techniques for verifying the accuracy of risk management models, *Journal of Derivatives* 3, 73-84.
- MacKinlay, W., 1997. Event studies in economics and finance, *Journal of Economics Literature* 35, 13-39.
- McFarland, B, Kummernuss, E., 2010. Pension freezes continue among Fortune 1000 companies in 2010, *Insider*, 1-4. Available at <http://www.towerswatson.com/assets/pdf/2761/2761.pdf>
- McFarland, C., Pang, G., Warshawsky, M., 2009. Does freezing a defined benefit pension plan increase company value? Empirical Evidence, *Financial Analyst Journal* 65, 47-59.
- Milevsky, M., Song, K., 2010. Do market like frozen defined benefit pension? An event study, *The Journal of Risk and Insurance* 77, 1-17.

Munnell, A., Cahill, K., Jivan, N, 2003. How has the shift to 401(k)s affected the retirement age?, *Center for Retirement Research*, Boston College, Massachusetts.

Munnell, A., Soto, M., Vitagliano, F., 2006. Why are healthy employers freezing their pensions?, *Center for Retirement Research*, Boston College, Massachusetts.

Munnell, A., Soto, M., 2007. Why are companies freezing their pensions?, *Center for retirement research*, Boston College, Massachusetts.

OCDE (2009), Pension markets in focus, *issue 6*.

OCDE (2010), Pension markets in focus, *issue 7*.

Rubin, J., 2007. The impact of pension freezes on firm value, *Wharton Research Scholars Journal*, University of Pennsylvania.

Statistique Canada, CANSIM, tableau (payant) 280-0016.

Vanderhei, J., 2006. Defined benefit plan freezes: Who's affected, how much, and replacing lost accruals, *Employee Benefit Research Institute*, Washington D.C..