



HAL
open science

Impact du financement par fonds de pension sur la performance des entreprises du CAC 40 ?

Pierre Durand

► **To cite this version:**

Pierre Durand. Impact du financement par fonds de pension sur la performance des entreprises du CAC 40?. 2018. hal-04141801

HAL Id: hal-04141801

<https://hal.science/hal-04141801v1>

Preprint submitted on 26 Jun 2023

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

Impact du financement par fonds de pension sur la performance des entreprises du CAC 40.

Document de Travail
Working Paper
2018-4

Pierre Durand



UMR 7235

Economix - UMR7235
Université Paris Nanterre
Bâtiment G - Maurice Allais, 200, Avenue de la République
92001 Nanterre cedex

Email : secretariat@economix.fr

 **Université
Paris Nanterre**

Quel est l'impact du financement par fonds de pension sur les performances des entreprises du CAC 40 ?

Pierre Durand*

January 17, 2018

Résumé

En tant que gestionnaires d'épargne retraite, les fonds de pension sont en mesure de financer les investissements longs, la R&D et l'innovation tout en assurant leur rôle d'investisseurs institutionnels "classiques" (activisme, externalisation des biais de direction interne...). À ce titre, les fonds de pension peuvent jouer un rôle tout à fait crucial dans la dynamique d'investissement en France, pays aujourd'hui caractérisé par le recours au crédit. Or, parmi les études portant sur l'influence des investisseurs institutionnels, rares sont celles s'intéressant spécifiquement aux fonds de pension, et aucune ne se focalise sur le cas français. Cet article vise à combler ce manque dans la littérature en étudiant l'impact des investissements de fonds de pension sur la performance des entreprises du CAC 40. Nos résultats, sur la période 2004-2016 mettent en évidence une influence négative du financement par fonds de pension sur la performance de ces entreprises. Nous l'expliquons par une participation des fonds de pension à la fois encore trop faible et de provenance principalement étrangère.

Mots clefs : Fonds de pension ; CAC 40 ; Q de Tobin ; Panel ; GMM

JEL classification : C23, G23, G32, G34

Remerciements : Je tiens à adresser mes remerciements à Lionel Ragot et Valérie Mignon d'EconomiX (Université Paris Nanterre) ; Enareta Kurtbegu et Huyen Enguyen de l'Université du Maine qui m'ont donné accès à la base de données et guidé dans mon travail ; et toute l'équipe de la Chaire « Transitions démographiques, Transitions économiques », Jean-Hervé Lorenzi, Alain Villemeur et François-Xavier Albouy, Serena Rosa, Gérard Messanvi, Komlan Agba et Vivane Bondoma. Je tiens également à remercier Florian Morvillier et Chouaib Jouf pour leur soutien et conseils, ainsi que deux rapporteurs anonymes pour leurs remarques très pertinentes. Enfin, ma gratitude s'adresse à Valérie et Eloïse pour leur soutien et leur aide.

*EconomiX – CNRS, Université Paris Nanterre.

Mail : pierre(.)alexis(.)durand(@)hotmail(.)fr

Contents

1	Introduction	1
2	Revue de littérature	3
3	Fonds de pension et performance des entreprises du CAC 40	7
3.1	Données et modèle	7
3.2	Statistiques descriptives	8
3.3	Dépendance interindividuelle, stationnarité et statistiques multivariées	10
4	Résultats	12
4.1	Estimation GMM	12
4.2	Robustesse	14
4.3	Discussion	16
5	Conclusion	17
	Références	20
A	Statistiques univariées	21
B	Statistiques bivariées	22
C	Tests statistiques	23

1 Introduction

Face au vieillissement de la population française, la Chaire « *Transitions démographiques, Transitions économiques* » (TDTE) propose une piste de solution : la constitution d'une épargne retraite gérée par des fonds de pension. C'est dans ce contexte que s'insère notre étude dont l'objet est d'analyser l'influence du financement par fonds de pension sur les performances des entreprises du CAC 40.

Trois éléments viennent motiver cette étude. En premier lieu, comme le montre la figure 1, les entreprises françaises restent essentiellement financées par le crédit, en particulier les PME. Pourtant, l'emprunt bancaire ne s'affirme pas unanimement comme étant infailliblement le moyen de financement le plus efficient. En effet, il peut être contraignant en termes de coût, de dépendance auprès de la banque et d'image qu'il peut donner d'une entreprise auprès de ses partenaires et de sa concurrence¹. À l'inverse, le financement direct peut permettre une plus grande flexibilité, de meilleurs ajustements aux besoins, ou encore, un accroissement des fonds propres. Etudier ce mode de financement pour le cas français comme alternative à l'endettement bancaire est donc, de ce point de vue, pertinent. En deuxième lieu, notre article s'inscrit dans l'étude de la solution préconisée par la Chaire TDTE pour faire face au vieillissement de la population française. De ce point de vue, le caractère potentiellement long-termiste du capital que gèrent ces investisseurs s'avère particulièrement attractif. Enfin, comme le montre à nouveau la figure 1, les entreprises les moins financées par le crédit sont les Grandes Entreprises, ce qui motive le choix du CAC 40 pour notre étude. Du fait de l'absence de travaux antérieurs pour le cas français, nous souhaitons pouvoir mettre le mieux en évidence la nature de la relation qui peut exister entre le financement direct et les entreprises de l'hexagone. Cet objectif serait beaucoup plus complexe si nous basions notre analyse sur les PME ou les ETI dont la participation d'investisseurs externes est bien moins élevée. Nous développons plus en détails ces trois points dans ce qui suit.

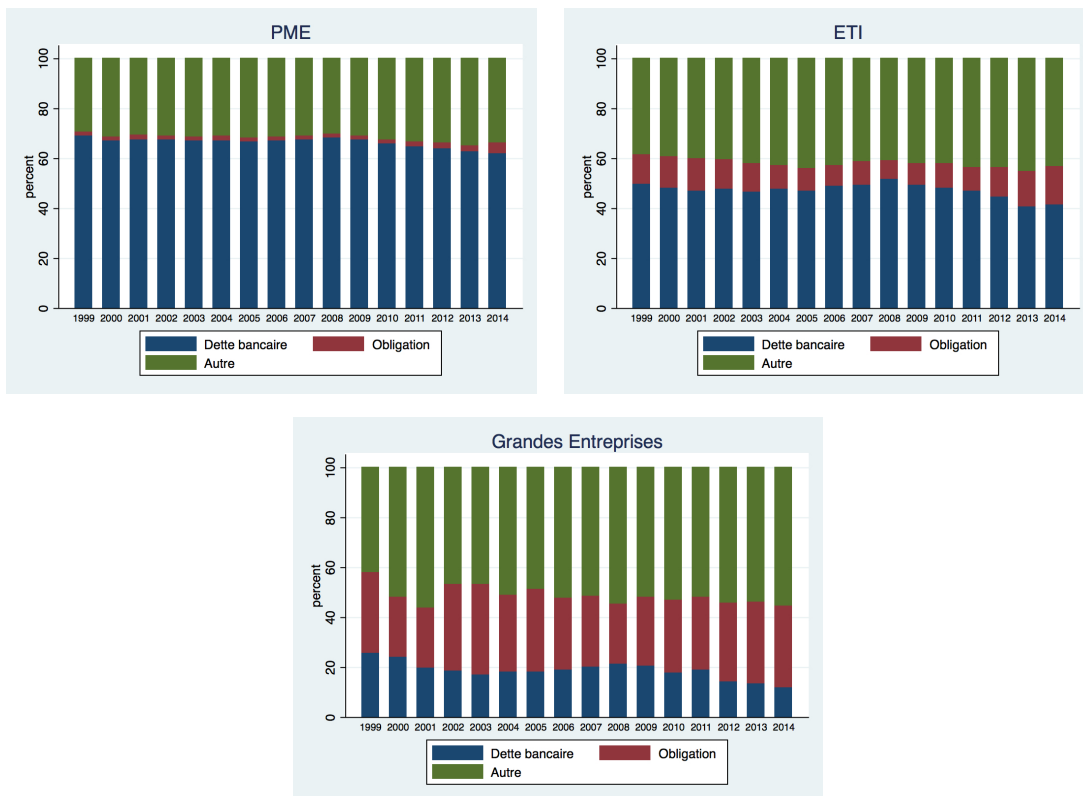
Les fonds de pension représentent une possibilité de financement nouvelle, de long terme et potentiellement moins contraignante que celle offerte par le crédit bancaire. Or, depuis le début des années 2000, la participation des fonds de pension au financement des entreprises du CAC 40 est relativement stable, évoluant autour de 2% sur notre période d'étude (2004-2016). Bien que le recours aux fonds de pension soit plus important que celui des hedge funds ou des assurances, il représente une part moins élevée que celle des mutual funds et reste particulièrement faible en comparaison avec les firmes américaines et britanniques. A titre de comparaison, en 2001, les vingt fonds de pension les plus importants aux Etats-Unis détenaient 8% du capital des dix firmes les plus grandes (Scatigna, 2001, réf. [30]). Une autre illustration peut être fournie par la somme des détentions des cinquante-six fonds de pension de notre échantillon – soit le total des actifs détenus par un ou plusieurs fonds de pension au sein d'une entreprise – qui atteint 2% en moyenne de 2004 à 2016. Entre 1994 et 1997 au Royaume-Uni, Faccio et Lasfer (2000, réf. [18]) ont recensé 289 fonds de pension dont la détention – par individu de leur échantillon – dépasse les 3%². En agrégé, les détentions au sein des entreprises sont donc nettement plus élevées que dans notre échantillon regroupant les entreprises du CAC 40.

Comme nous l'évoquions plus avant, les entreprises françaises privilégient encore le financement par le crédit, bien que les fonds d'investissement prennent une place de plus en plus importante depuis les années 1990. La détention d'actions est très largement d'origine étrangère – envi-

¹Une entreprise trop endettée peut en effet renvoyer un signal d'une entreprise risquée.

²Lorsque l'on agrège la participation des fonds de pension, le capital détenu par l'ensemble peut dépasser 20%.

Figure 1 – Structure d’endettement des entreprises françaises



Source : Calculs de l’auteur à partir de la base de données FIBEN.

ron 40% – ce qui renvoie à l’internationalisation de la composition des portefeuilles. Or, selon le rapport d’octobre 2015 de l’Observatoire du Financement des Entreprises, les PME et ETI font le souhait d’une réorientation des financements vers moins de crédit bancaire et plus de financement par action. En effet, l’intermédiation peut poser des freins pour des entreprises souvent jeunes et en plein essor, en termes de remboursement et de montant des intérêts (elles sont généralement considérées comme risquées, ce qui donne lieu à des intérêts élevés). Or, les fonds de pensions sont des investisseurs institutionnels réceptacles d’une épargne retraite qu’ils placent au sein du capital d’entreprises pour la faire fructifier. Ils sont donc amenés à gérer, par définition, une épargne de long terme. Si l’investissement effectué par les fonds de pension est orienté dans ce sens, il peut s’avérer être un facteur important pour soutenir la performance des entreprises en permettant le financement des innovations, de la Recherche & Développement (R&D), de la transition énergétique, etc.

L’objectif de cet article est de dégager les canaux de transmission justifiant une influence, a priori positive, du financement par fonds de pension sur la performance des entreprises. Nous revenons sur les mécanismes explicatifs de cette relation et les testons sur le cas des entreprises du CAC 40. La littérature étudiant cette relation est encore assez limitée. A l’exception de Woidtke (2002, 2015, réf. [34] et [35]), la plupart des articles s’intéressant à la détermination

de la performance des entreprises ne se focalisent pas sur les fonds de pension en particulier, mais prennent en compte les investisseurs institutionnels comme un tout. En France, à notre connaissance, seules Kurtbegu et Nguyen (2018, réf. [23]) étudient l'impact des fonds de pension sur la performance. Nous menons ainsi ici un travail original pour le cas français et c'est en ce sens que l'on entend se focaliser sur les entreprises du CAC 40 : un échantillon d'entreprises relativement homogène et dont on peut s'attendre à ce que la participation des fonds de pension soit suffisante pour laisser apparaître leur influence sur la performance. Cet article participe ainsi à la littérature traitant de l'influence du financement des investisseurs institutionnels sur la performance des entreprises dans lesquelles ils investissent, dans la mesure où nous approfondissons cette thématique en nous intéressant au cas particulier des fonds de pension. Nous entendons par particulier, le fait qu'ils aient une capacité inédite de financement de long terme. Par ailleurs, cet article apporte à l'ensemble des études sur le sujet un point de vue sur le cas français dont le financement des entreprises s'effectue encore majoritairement via le recours au crédit.

L'originalité de notre recherche tient de ce premier point de vue puisque nous proposons une méthodologie d'analyse de l'influence des fonds de pension sur la performance des entreprises en France. Au niveau méthodologique, nous considérons la méthode des moments généralisés (GMM) en panel pour rendre compte de la relation que nous étudions, méthode à ce jour très peu utilisée pour l'analyse des liens entre fonds de pension et performance³. Cette technique présente l'avantage de dynamiser le modèle étudié, un point essentiel pour étudier des relations de moyen et long termes.

Les résultats auxquels nous parvenons confortent ceux obtenus dans la littérature, en particulier pour les Etats-Unis. Celle-ci (voir notamment Woidtke, 2002, 2015) suggère une influence positive des fonds de pension privés sur la performance des entreprises, et négative lorsqu'il s'agit de fonds publics. Dans les deux cas, les coefficients d'impact obtenus sont significatifs. Notre étude tend, elle, à montrer qu'il existe une influence significative et tendanciellement négative. Nous expliquons ces résultats par les caractéristiques propres au marché français et aux entreprises du CAC 40, l'existence d'un biais d'investissement étranger et d'une non-linéarité dans la relation entre participation des fonds de pension et performance des entreprises dans lesquelles ils sont investis.

Le reste de l'article est organisé comme suit. La section 2 se consacre à l'exposé des mécanismes en jeu et à la justification de l'existence d'une influence de la participation des fonds de pension sur la performance des entreprises dans lesquelles ils sont investis. La section 3 présente les données utilisées pour la partie empirique, ainsi que la méthodologie implémentée. Nos résultats et les commentaires associés sont exposés dans en section 4, avant de conclure sur nos interprétations et les apports de l'article à la littérature.

2 Revue de littérature

Un grand nombre de travaux existent sur l'influence des fonds de pension (et plus encore sur celle des investisseurs institutionnels) sur différentes caractéristiques des entreprises. Cinq axes de recherche à partir desquels nous basons notre analyse peuvent plus particulièrement être mis en évidence. Dans le tableau ci-dessous, nous listons quelques uns des articles que nous avons retenu pour cette étude, avant d'explicitier ces cinq axes.

³Akbar *et al.* (2015, réf. [2]) utilisent cette approche, mais dans le cadre d'une étude sur l'impact des investisseurs institutionnels – et non les fonds de pension seulement – sur la performance.

Table – Littérature : investisseurs institutionnels et performances d’entreprises

Auteur	Objet d’étude	Variables d’intérêt et canaux de transmission	Méthode	Résultats obtenus
Akbar <i>et al.</i> (2015, réf. [2])	Q de Tobin et gouvernance de firme.	R&D et taille de firme (asymétrie d’information). Analyse dynamique	¹ OLS, ² FE et ³ GMM.	Influence positive et significative de la R&D, de la taille de firme et de l’endogène retardée.
Alam et Walton (1995, réf. [3])	Investisseurs institutionnels et asymétrie d’information.	Quel rôle joue l’asymétrie d’information (taille de firme) sur les investissements en R&D ?	Analyse événementielle	En situation d’asymétrie d’information, les nouvelles sources de financement constituent un bonne nouvelle.
Della Croce <i>et al.</i> (2011, réf. [14])	Fonds de pension et investissements verts.	Activisme et orientation des investissements.	⁴ CC	Influence des fonds de pension sur le niveau des investissements verts.
Dimson <i>et al.</i> (2015, réf. [17])	Investissements à responsabilité sociale et solidaire et environnement.	Q de Tobin, taille de firme, participation d’investisseurs institutionnels et atteinte des objectifs d’investissements.	Modèle probit	Les investissements responsables assurent une meilleure rentabilité grâce aux externalités positives qu’ils procurent.
Faccio et Lasfer (2000, réf. [18])	Fonds de pension et activisme	Prise en compte de la non-linéarité dans la détention.	Modèle logit	L’influence des fonds de pension intervient pour des détentions importantes.
Gharbi et Sahut (2010, réf. [29])	Investisseurs institutionnels et performance.	Seuil de détention et non-linéarité.	OLS, ⁵ SLS	Inversion de l’influence des investisseurs institutionnels dans 121 firmes françaises.
Hall et Lerner (2009, réf. [19])	Financement de la R&D et de l’innovation.	Prise en compte de divers canaux dont l’aléa moral.	CC	Financement externe permet d’éviter le détournement des investissements pour la satisfaction des intérêts personnels.
Kochlar et David (1996, réf. [22])	Investisseurs institutionnels et innovation.	Innovation, taille de firme, diversification et secteur industriel.	OLS	Influence positive et significative des investissements institutionnels.

Scatigna (2001, réf. [30])	Fonds de pension et gouvernance d'entreprise. Comparaisons internationales.	de et à s'investir au sein des firmes.	Motivations des fonds	CC	Investisseurs institutionnels généralement présents au sein de firmes largement capitalisées sur les marchés.
Wooldtke (2002, réf. [34])	Fonds de pension et Q de Tobin.	Rôle de la différenciation entre fonds publics et privé dans leur activisme	de la	Double moindres carrés.	Influence négative des fonds public et positive des fonds privés.
Wooldtke (2015, réf. [35])	Fonds de pension et Q de Tobin.	Reprise des travaux en introduisant la R&D.	en	Pooled regression	Influence positive et significative de la R&D.

¹OLS : Ordinary Least Squares ; ²FE : Fixed Effect ; ³GMM : General Method of Moment ; ⁴CC : Critique constructive ; ⁵SLS : Semiparametric Least Squares

Activisme des investisseurs et différenciation "public/privé". L'externalisation du financement du capital permet l'amortissement des tensions managériales et augmente la valeur de la firme en orientant son monitoring (Pound, 1991, réf. [27]). En particulier, les investisseurs institutionnels jouent sur le niveau de liquidité des actifs qu'ils détiennent (Scatigna, 2013, réf. [30]) et la possibilité de leur départ pour faire pression sur le monitoring de l'entreprise, même si trop de liquidité peut s'avérer contreproductif (Bhide, 1993, réf. [8]). Plus encore, Wooldtke (2001 ; 2015, réf. [34] et [35]) différencie les fonds publics des fonds privés en termes de stratégie d'activisme. Pour le cas des États-Unis, alors que sans cette différenciation l'impact estimé de l'investissement des fonds de pension sur la performance des entreprises est neutre, il devient significativement différent de zéro lorsque l'on effectue la séparation. Les fonds publics, dont les motivations sont, selon l'auteur, déviées par les ambitions politiques de leur dirigeants, ont un impact estimé négatif. Les fonds privés en revanche, mus par une volonté d'accroissement de la performance, sont d'influence positive. Par ailleurs, la pression exercée sur les dirigeants de fonds publics est moins importante dans la mesure où les épargnants forment un groupe plus disparate que dans le privé. La structure de compensation est aussi très différente selon la nature du fond et les gestionnaires de fonds publics bénéficient d'une incitation salariale bien inférieure à celle du privé (Murphy et Nuys, 1994, réf. [24]).

Influence sur la gouvernance et l'orientation des investissements. Comme nous l'avons évoqué plus avant, les investissements de long terme peuvent constituer un canal important par lequel les fonds de pension influencent la performance des entreprises. Della Croce *et al.* (2011, réf. [14]) montrent que les investissements en infrastructure, notamment, sont attractifs pour les investisseurs institutionnels⁴. L'OCDE (2014) explique que les investissements longs sont essentiellement supportés par les plus importants fonds de pension puisqu'ils peuvent prendre plus de risques. Mais s'ils sont en mesure de financer les investissements à maturité longue, certains arguent que les fonds de pension sont averses au risque et préfèrent les placements court-termistes, ce qui accentue la « myopie managériale » (Porter, 1992, réf. [26]) et dégrade l'impact des fonds de pension sur la performance. Finalement, la théorie semble s'accorder sur le fait que si les investissements réalisés par les fonds de pension sont orientés vers le long terme,

⁴Ils permettent d'augmenter leur pouvoir de gouvernance et rentrent dans la logique de diversification des portefeuilles. Voir aussi Chan *et al.* (2001, réf. [10]).

leur influence sera positive.

Biais d'origine du fond de pension. Brown *et al.* (2009, réf. [9]) investissent la question de la direction des investissements des fonds de pension d'Etats aux Etats-Unis. Ils constatent l'existence d'un biais d'orientation local des placements : les fonds investissent trois fois plus dans des entreprises locales. Plus encore, leur étude établit que les performances des entreprises locales dans lesquelles les fonds de pension ont investi sont meilleures que celles des entreprises implantées dans d'autres Etats. Par conséquent si les fonds de pension investis dans une entreprise sont majoritairement issus d'un pays étranger à celui de l'entreprise, il y aura une forte présomption de faiblesse des investissements de long terme ; et donc potentiellement un moindre impact sur la performance.

Asymétrie d'information et aléa moral. Scott (2014, réf. [31]) établit, dans le contexte américain, que non seulement l'augmentation de la détention de parts par les investisseurs institutionnels tend à faire augmenter les dépenses de R&D, mais aussi que cette relation est d'autant plus vraie qu'il existe de fortes asymétries d'information. Scott (2014, réf. [31]) estime d'abord l'influence qu'ont les investisseurs institutionnels sur la R&D, puis analyse l'effet de l'asymétrie d'information⁵ dans cette relation. Il montre que les investisseurs institutionnels ont un avantage informationnel que n'ont pas les autres actionnaires, améliorant leur monitoring. Concernant l'aléa moral, un problème de principal agent peut intervenir à cause de la séparation entre détention du capital et gouvernance de l'entreprise : c'est le cas si le choix de direction de l'investissement pris par le manager ne maximise pas la valeur de l'action. Les dirigeants internes, empiriquement plus averses au risque que les actionnaires, peuvent préférer investir pour leur propre intérêt⁶, ou montrer une certaine réticence à investir dans les projets de R&D, qui se placent dans le long terme et augmentent donc la variance du risque. Mais les investisseurs institutionnels – et donc les fonds de pension – ont plus d'impact dans le contrôle des décisions du manager que les actionnaires dispersés et peuvent ainsi faire pression plus facilement : ils permettent d'amortir le risque d'aléa moral.

Existence de seuil. Il peut sembler que l'influence des fonds de pension croît à mesure que leur position au sein de l'entreprise augmente. Mais il n'y a pas de raison particulière pour que cette progression soit linéaire, ni strictement croissante/décroissante. Au contraire, il semblerait que les faibles valeurs de détention aient un impact négligeable sur la firme et qu'à partir d'un certain seuil⁷, l'effet de l'investissement soit visible (Faccio et Lasfer, 2000, réf. [18]). Par ailleurs, même si nous n'avons pas répertorié d'étude sur cette question, il est intéressant d'envisager la possibilité d'une relation non-linéaire entre la participation des fonds de pension et la performance des entreprises dans lesquelles ils sont investis. Nous envisageons deux scénarios. Le premier renvoie à l'idée que l'activisme des fonds de pension devient néfaste passé un certain niveau d'investissement, en exerçant un pouvoir d'influence trop important sur les décisions d'une entreprise dont ils ne saisissent pas nécessairement tous les objectifs. Le second, au contraire, suppose qu'il faut un niveau minimum de participation de la part des fonds de pension pour que les canaux de transmission de leurs investissements sur la performance s'activent.

Globalement, les résultats se contredisent souvent d'une étude à une autre : les fonds de pension ont parfois une influence positive, parfois négative sur la performance. Si cela est lié aux différences dans les choix de spécification de modèles, de structures d'échantillon, ou encore de choix de méthodes d'estimation, la littérature ne nous fournit pas d'éléments nous permet-

⁵La taille de la firme est retenue pour capturer cette variable (Aboody et Lev, 2000, réf. [1]) et est mesurée par le logarithme des ventes (Dang et Li, 2015, réf. [12]).

⁶« Élargir la firme plus que nécessaire, avoir de meilleurs bureaux, etc. » ; Hall et Lerner, 2009, réf. [19])

⁷Faccio et Lasfer (2000, réf. [18]) retiennent un seuil de 3% de détention par fonds de pension. Au-delà, ils considèrent que l'impact du financement par fonds de pension aura un impact significatif.

tant de poser une intuition fiable pour nos propres résultats empiriques. Cela étant, les deux études de Woitke (2001 ; 2015, réf. [34] et [35]) aboutissent, avec des spécifications pourtant différentes, à la même conclusion : les fonds privés ont un impact positif sur la performance des entreprises, contrairement aux fonds publics⁸. Faccio et Lasfer (2000, réf. [18]), à l'aide d'une régression logistique, considèrent que l'impact du financement des fonds de pension ne devient significatif qu'à partir de 3% de détention par fond. Ils obtiennent un effet globalement négatif – mais sans différencier les fonds publics des fonds privés – des fonds sur la performance⁹. La plupart des études que nous avons pu recenser retiennent le Q de Tobin – parfois ajusté du secteur industriel – comme mesure de la performance.

Plusieurs manquements au sein de la littérature peuvent être soulignés. Sur un plan méthodologique, peu d'auteurs mènent leurs estimations en vérifiant leur robustesse vis-à-vis des questions d'endogénéité, de la stationnarité des variables ou encore des problèmes potentiels de multicollinéarité. Par ailleurs, la littérature manque d'estimations non linéaires de l'impact des fonds de pension sur la performance des entreprises. La principale exception est l'étude de Gharbi et Sahut (2010, réf. [29]) consacrée à l'effet de seuil de l'impact de la détention des investisseurs institutionnels. Celle-ci se limite toutefois à la comparaison des résultats sur différents niveaux de détention¹⁰, alors qu'une estimation par un modèle à transition lisse (en panel) permettrait de préciser l'évolution du paramètre d'intérêt estimé, c'est-à-dire celui associé à la (les) variable(s) de détention.

3 Fonds de pension et performance des entreprises du CAC 40

3.1 Données et modèle

Les données que nous utilisons sont issues de la base FactSet qui regroupe un grand nombre de variables financières sur diverses entreprises à l'international et en France. Malgré la richesse des informations disponibles sur les entreprises du CAC 40, nous n'avons pas pu recueillir assez d'information sur les investissements en R&D. Les données sur l'origine et la nature des investisseurs, ainsi que sur les aspects financiers des entreprises sont réellement fines et complètes à partir de 2004. Nous avons en conséquence restreint notre étude à la période 2004-2016, ce qui nous permet en outre de disposer d'un échantillon d'entreprises qui ne varie pas au cours de la période d'étude¹¹. Enfin, une analyse graphique des distributions de nos variables de détention a mis en évidence la présence de valeurs extrêmes. Afin de tenir compte de ces outliers, nous avons effectué une *winsorization*¹² de notre échantillon à 2%¹³.

⁸Dans son étude de 2015, il obtient sur la période 2001-2013 un coefficient de -13,51 pour la détention retardée des fonds publics, contre un coefficient de 19,77 pour les fonds privés. Les résultats sont obtenus par l'utilisation des moindres carrés en deux étapes, ils sont significatifs au seuil critique de 1% et robustes à l'effet de la crise.

⁹Comme attendu, le coefficient associé à la variable de détention des fonds ayant moins de 3% de capital au sein des entreprises de l'échantillon est négatif.

¹⁰Ce qui revient à réaliser une estimation d'un modèle à transition abrupte.

¹¹De ce point de vue, par manque d'information en raison d'une entrée tardive au sein du CAC 40, nous avons retiré Technip de notre analyse.

¹²Cette approche consiste en une limitation des valeurs extrêmes au-delà de certaines bornes : ici nous choisissons le deuxième percentile. Pour plus d'information, se référer à Hoo *et al.* (2002, réf. [21]).

¹³La littérature retient généralement 1% mais les variables de détention comportant de nombreuses valeurs proches de 0, le premier percentile vaut 0. La winsorization devant être symétrique, nous avons retenu une valeur de 2% pour que les valeurs inférieures soient prises en compte dans la procédure.

A partir des déterminants identifiés dans la littérature, l'équation dynamique que nous estimons s'écrit :

$$Q_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 * OS_{i,t} + \beta_2 * Debt_{i,t} + \beta_3 * Firmsize_{i,t} + \gamma * Q_{i,t-1} + u_{i,t} \quad (1)$$

où Q désigne notre proxy pour la performance des entreprises¹⁴ ; OS désigne le pourcentage de détention totale par les fonds de pension au sein des entreprises du CAC 40¹⁵ ; Debt¹⁶ représente le niveau des dettes de l'entreprise ; Firmsize¹⁷ est notre proxy pour le niveau d'asymétrie d'information et renvoie à la taille de firme ; $Q_{i,t-1}$ est la variable dépendante retardée d'une période ; α désigne la constante et u est le terme d'erreur. La présence de la variable endogène retardée est justifiée par notre volonté de rendre compte de la dynamique temporelle de notre relation : l'idée est que les performances à une année donnée influencent celles de l'année suivante. Si la littérature étudie majoritairement des équations de détermination du Q de Tobin statiques, d'autres (Akbar *et al.*, 2016, réf. [2]) se basent sur une relation dynamique. Nous verrons par la suite que nous serons amenés à augmenter le nombre de retards afin de mieux caractériser la dynamique de notre relation.

3.2 Statistiques descriptives

Nous analysons ici deux éléments : l'allure de la relation entre les variables de détention des fonds de pension et la performance des entreprises ; et l'éventualité d'un effet de crise¹⁸. Dans un premier temps nous avons scindé notre échantillon de détention des fonds de pension en deux, soit $OS = OSPUB + OSPRIV$ où OSPUB et OSPRIV correspondent aux parts détenues par les fonds de pension publics et privés, respectivement. La représentation graphique (voir Figure 2)¹⁹ de Q, la performance, en fonction d'OS, OSPUB et OSPRIV nous permet de constater l'extrême concentration à des niveaux très faibles de détention. En moyenne, la participation au capital des entreprises du CAC 40 par des fonds de pension est de 2,45% : elle varie principalement entre 0 et 2 % (la médiane vaut 1,46), bien qu'elle puisse parfois atteindre 10%. L'estimation par noyau montre que nous sommes en présence d'un coefficient de Skewness très élevé et d'une queue de distribution très étalée sur la droite (même remarques pour OSPUB et OSPRIV). Aucune relation linéaire n'apparaît clairement et une relation faiblement négative semble à l'œuvre entre OS, OSPUB et Q. De son côté, OSPRIV apparaît comme très légèrement liée positivement à Q²⁰. La différenciation public/privé nous a permis de constater une participation bien plus importante de la part des fonds de pension publics – jusqu'à 10%

¹⁴Q renvoie au Q de Tobin (1969, réf. [32]) calculé à partir du Price to Book Ratio, qui est un ratio équivalent : le Q de Tobin est le rapport entre la valeur de marché des capitaux et la valeur de remplacement du capital fixe.

¹⁵OS renvoie à ownership et représente la somme des parts détenues par l'ensemble des fonds de pension présents dans le capital des entreprises du CAC 40.

¹⁶Nous incorporons Debt comme variable de contrôle. Hennessy (2004, réf. [20]) montre l'importance que le niveau de dette peut avoir sur les performances des entreprises. En particulier, il estime qu'un niveau élevé de dette a une influence négative.

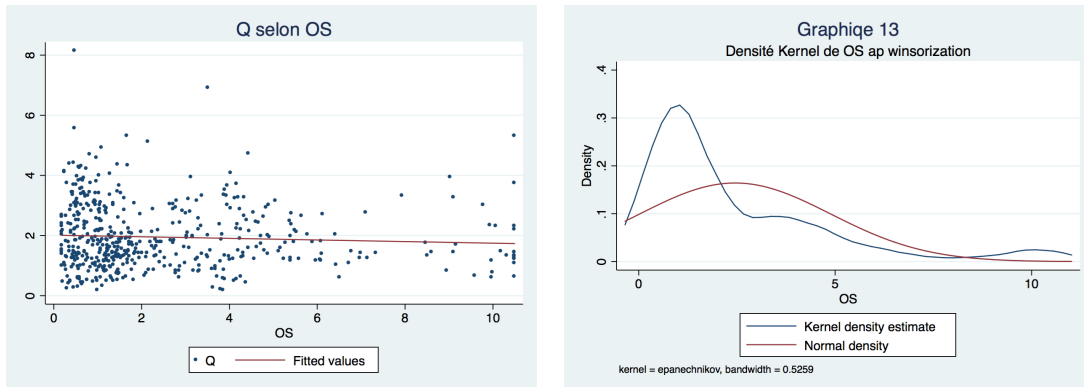
¹⁷Firmsize est calculé selon la méthode d'Alam and Walton (1995, réf. [3]), comme le logarithme des actifs totaux des entreprises considérées. La taille de la firme est une approximation de l'effet et de l'importance de l'asymétrie d'information (Alam and Walton, 1995, réf. [3]). Firmsize est considérée ici comme une variable de contrôle.

¹⁸Notons que les analyses graphiques que nous avons réalisées ne mettent pas en évidence d'effet de seuil de détention.

¹⁹Les distributions de OSPUB et OSPRIV sont très proches et sont reportées en annexe (figures 3 et 4).

²⁰Ce qui est conforme aux conclusions de Woidtke (2001, 2015, réf. [34] et [35])

Figure 2 – Distribution de OS en fonction de Q – densité Kernel



Source : Calculs de l’auteur à partir de la base de données FactSet.

contre 3% pour le privé –. S’il existe une relation non-linéaire entre les variables de détention et la performance, nous pouvons supposer que celle-ci interviendra sous la forme de deux régimes : un premier régime sur les basses détentions, où la participation des fonds de pension aurait une influence négative sur la performance ; puis un second régime, à partir de 3 % de détention pour OSPRIV et 8 % pour OS et OSPUB, caractérisé par une inversion du signe de la relation. Le manque d’observations sur les hauts niveaux de participation des fonds de pension sur les entreprises du CAC 40 ne nous permet toutefois pas de mener une telle étude à ce jour.

Nous avons également mené une analyse graphique²¹ de la performance en fonction des variables de détention par année, au moyen d’une estimation linéaire par les moindres carrés ordinaires. Nous pouvons ainsi constater, pour OS, que huit coefficients de pente sur treize sont négatifs. Autrement dit, pour huit années, la relation entre la performance des entreprises et la détention générale des fonds de pension est décroissante. Nous pouvons donc nous attendre à ce que le coefficient β_1 soit inférieur à 0. Plus encore, il est important de remarquer que parmi les huit régressions décroissantes, sept concernent les années 2009 à 2016. Il semblerait donc de ce point de vue que la crise ait eu un impact sur la nature de la relation que nous étudions. Nous avons mené le même type d’analyse sur les détentions privées et publiques. Les coefficients de pente concernant les fonds privés sont très majoritairement positifs : dix sur treize le sont, un est neutre et les deux derniers sont négatifs. En revanche, pour ce qui est de la détention publique, nous retrouvons des résultats similaires à ceux de la détention générale : neuf coefficients négatifs, dont huit sur les dernières années (depuis 2009).

Nous retenons qu’il est pertinent de séparer les détentions publiques et privées, et qu’il sera intéressant de contrôler l’effet de la crise. Nous retiendrons désormais deux modèles²² :

²¹ Résultats donnés en annexes (page 22)

²²Notons que nous avons investigué la présence de colinéarité au moyen de l’approche VIF (variance inflation factor). Avec des valeurs des statistiques VIF inférieures à 2 pour l’ensemble de nos variables, l’existence de

$$Q_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 * OS_{i,t} + \beta_2 * Debt_{i,t} + \beta_3 * Firmsize_{i,t} + \gamma * Q_{i,t-1} + u_{i,t} \quad (1)$$

$$Q_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 * OSPub_{i,t} + \beta_2 * OSPriv + \beta_3 * Debt_{i,t} + \beta_4 * Firmsize_{i,t} + \gamma * Q_{i,t-1} + u_{i,t} \quad (2)$$

3.3 Dépendance interindividuelle, stationnarité et statistiques multivariées

Nous considérons le coefficient de corrélation de Pearson qui rend compte des relations bilatérales entre variables. Pour ce faire nous devons d'abord vérifier la stationnarité de nos variables en prenant soin de tester préalablement l'existence de dépendance interindividuelle²³. Les résultats des trois tests de dépendance interindividuelle sont donnés dans le Tableau 2. Les tests de Friedman CD (Cross-sectional Dependence) et Pesaran CD ont tous pour hypothèse nulle l'absence de dépendance interindividuelle. Nous rejetons, pour les deux tests, l'hypothèse nulle, ce qui nous conduit à implémenter un test de racine unitaire de seconde génération.

Table 2 – Tests de dépendance interindividuelle

Modèle	Modèle (1)			Modèle (2)		
	Statistic	D.F.	P-Value	Statistic	D.F.	P-Value
Friedman CD	161,722		0,000	160,499		0,000
Pesaran CD	42,275		0,000	42,237		0,000

Source : Calculs de l'auteur à partir de la base de données FactSet.

Le test de racine unitaire en données de panel permettant de prendre en compte la présence de dépendance interindividuelle est le test CIPS²⁴. La statistique de test est calculée comme une moyenne de Cross-sectional Augmented Dickey-Fuller (CADF). De la même manière que pour un test ADF classique, sous l'hypothèse nulle, la série comporte au moins une racine unitaire et n'est pas stationnaire. Il ressort de nos résultats que la taille des firmes et la dette sont intégrées à l'ordre 1 et doivent en conséquence être transformées en différence première pour être stationnalisées. Notons que nous considérons la différence première logarithmique, ce qui permet d'interpréter les résultats en termes de taux de croissance et non en simple variation.

Ainsi, nous estimerons les modèles (1.2) et (2.2) suivants :

$$Q_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 * OS_{i,t} + \beta_2 * DLDebt_{i,t} + \beta_3 * DFirmsize_{i,t} + \gamma * Q_{i,t-1} + u_{i,t} \quad (1.2)$$

colinéarité est écartée. Les résultats sont reportés en annexe (Tableau 5).

²³Avant de mener les tests nous avons cylindré notre base de données manuellement grâce à YCharts, un site regroupant un grand nombre de données sur le CAC 40. Lorsque l'information cherchée n'y était pas présente, nous avons pris la moyenne des trois années les plus proches. En cas d'écart trop important, nous retenons la valeur la plus proche pour l'année manquante. Nous avons moins de 1,5% de données manquantes, cette procédure de « remplissage » concerne donc un nombre très limité de données.

²⁴Les résultats du test CIPS sont donnés en annexe (tableau 6). Notons que le test nous conduit à rejeter l'hypothèse de stationnarité de la variable OSPUB pour le modèle (a), c'est-à-dire le modèle incluant une tendance. Or les variables de détention sont exprimées en pourcentage, elles ne peuvent donc pas être caractérisées par une tendance sur très longue période. En raison du manque de profondeur temporelle qui biaise le test pour le modèle (a) et pour ces variables, nous considérons OSPUB comme stationnaire, à l'instar de OS et OSPRIV.

$$Q_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 * OSPub_{i,t} + \beta_2 * OSPriv + \beta_3 * DLDebt_{i,t} + \beta_4 * DFirmsize_{i,t} + \gamma * Q_{i,t-1} + u_{i,t} \quad (2.2)$$

où le préfixe "DL" renvoie à la différence logarithmique (Firmsize étant déjà exprimé comme le logarithme des actifs totaux, nous ne considérons que la différence première "D"). Les estimations à suivre sont donc désormais une étude de l'impact de la variation du financement (et non plus son volume) par fonds de pension sur le niveau de performance des entreprises du CAC 40.

Nous pouvons à présent étudier les corrélations de nos variables deux à deux. Une première matrice des coefficients de corrélation de Pearson est donnée dans le tableau 3 ci-dessous.

Table 3 – Coefficients de corrélation de Pearson

Variabes	Q	OS	OSPub	OSPriv	DFirmsize	DLDebt	$Q_{-,t-1}$
Q	1,000	-	-	-	-	-	-
OS	-0,0596	1,000	-	-	-	-	-
OSPub	-0,0725	0,9620***	1,000	-	-	-	-
OSPriv	0,0257	0,3392***	0,0781*	1,000	-	-	-
DFirmsize	0,0828*	-0,0236	-0,0060	-0,0398	1,000	-	-
DLDebt	-0,0530	0,0288	0,0211	0,0338	0,2492***	1,000	-
$Q_{-,t-1}$	0,8446***	-0,035	-0,0533	0,0550	0,1915***	0,0275	1,000

Source : Calculs de l'auteur à partir de la base de données FactSet.

*, **, *** renvoient respectivement à la significativité aux seuils de 10%, 5% et 1%.

Nous interprétons le coefficient de la façon suivante : une forte relation linéaire positive et significative existe entre Q et son retard $Q_{-,t-1}$. Nous ne pouvons en revanche pas conclure ni poser d'intuition quant à la nature (sens et ampleur) de la relation existant entre Q et les différentes détentions (OS, OSPUB et OSPRIV) puisque les coefficients de corrélation associés sont non-significatifs. Nous ne pouvons que pressentir une faible significativité de la relation que nous étudions sur l'échantillon du CAC 40.

Nous avons mené la même procédure pour contrôler deux effets : l'effet de la crise et l'effet de seuil. Concernant l'effet de la crise, nous avons estimé les coefficients de corrélation avant et après 2009. Jusqu'en 2008 les corrélations entre OS, OSPUB et Q sont restées non-significatives²⁵. Elles le sont devenues à partir de 2009, affichant un signe négatif²⁶. Ces corrélations confirment notre analyse graphique et nous devons nous attendre à ce que les coefficients associés à ces deux variables soient négatifs. Concernant la détention privée, le signe de sa corrélation avec Q est positif et significatif avant la crise (égal à 0,1203) et devient non-interprétable après. Afin d'étudier l'effet de seuil, nous avons créé une dummy égale à 1 lorsque la détention globale moyenne dépasse 3,5% et 0 sinon. Cette démarche permet d'une part de garder deux groupes d'individus dans deux panels cylindrés et d'être conforme à la littérature sur la définition de ce qu'est une détention forte d'autre part (Faccio et Lasfer, 2000, réf. [18]). Au seuil critique de 5%, les deux variables OS et OSPUB sont significativement négativement corrélées à Q. Ce résultat est valable pour les deux régimes (en dessous et au-delà de 3,5%) et la corrélation

²⁵Nous parlons ici de significativité statistique à 5%.

²⁶A partir de 2009, la corrélation entre OS et Q vaut -0,1122 et est égale à -0,1419 entre OSPUB et Q.

devient même plus forte pour le second régime²⁷ ce qui pourrait témoigner d'une non-linéarité quadratique dans la relation entre la détention des fonds de pension et la performance. Le coefficient de corrélation associé à la variable de détention privé est quant à lui statistiquement non significatif.

Ces résultats indiquent qu'il est important de prendre en compte les deux effets (crise et non-linéarité), ceux-ci jouant sur l'influence des investissements de fonds de pension sur la performance des entreprises. Nous avons aussi montré l'importance de séparer la participation des fonds entre privé et public : la corrélation entre détention privée et performance est nettement moins significative que pour le public, mais c'est la seule qui soit tendanciellement positive.

4 Résultats

La procédure standard d'estimation en données de panel voudrait que nous testions l'homogénéité de notre échantillon (procédure de Hsiao) puis que nous options pour une estimation en effet fixe ou aléatoire (test d'Hausman). Mais en présence d'endogénéité lorsque N (le nombre d'individus), croit à T (le nombre de périodes) fixé, l'estimateur within n'est plus convergent²⁸ (Baltagi, 2016, réf. [7]) : nous sommes en présence d'un biais de Nickel (1981). Pour un nombre de périodes suffisamment grand, l'estimateur LSDV (within) peut devenir convergent (Roodman, 2006, réf. [28] ; Baltagi, 2016, réf. [7]), mais une dimension temporelle de 13 années ne suffit pas. Nous retenons en conséquence une estimation par les GMM en deux étapes²⁹.

4.1 Estimation GMM

Dans une étude sur la dynamique du Q de Tobin, Dessi et Robertson (2003, réf. [16]) montrent avec une estimation en différence première par application de la méthode d'Anderson et Hsiao (1982, réf. [4]), l'importante significativité des effets fixes. Le passage en différence première leur permet aussi de souligner l'importance de la dynamique de la performance. C'est dans ce sens que l'on entend justifier la construction de notre modèle.

Des développements plus récents ont été effectués pour estimer une relation dynamique en données de panel. Parmi ceux-ci, l'estimation par les moments généralisés en deux étapes de Arellano et Bond (1991, réf. [5]) est une procédure plus efficiente que la méthode proposée par Anderson et Hsiao. C'est donc cette méthode que nous retenons.

Notons d'ores et déjà que l'application de l'estimation à la Arellano et Bond implique de vérifier trois conditions. La première est de respecter la contrainte d'identification liée à l'utilisation d'instruments dans le processus d'estimation. Cette condition est contrôlée par deux tests : Sargan et Hansen. Le test de Sargan manquant de robustesse, nous ne reportons ici que celui d'Hansen. Les deux dernières sont liées à l'autocorrélation des résidus : il est nécessaire de rejeter l'autocorrélation des résidus au premier ordre et d'accepter celle de second ordre. Pour vérifier le respect de ces deux contraintes, nous menons un test d'autocorrélation (du même type qu'un test d'Hausman) pour les premier et deuxième ordres. Notons que cette démarche

²⁷A moins de 3,5% les corrélations associées à OS et OSPUB sont respectivement -0,1222 et -0,1447. Elles passent respectivement à -0,1843 et -0,2012.

²⁸Il en est de même pour l'estimation GLS (general least square), ce qui écarte la possibilité d'une estimation à effet aléatoire.

²⁹Concernant l'effet de la crise, mentionnons que l'estimation par les moments généralisés et la prise en compte d'un panel dynamique réduisent le nombre de périodes sur lesquelles nous menons nos estimations. Nous ne prendrons pas en compte la période d'avant crise.

est notamment recommandée lorsque l'on est en présence d'un biais de Nickel avec un nombre de périodes fixé et un nombre d'individus large, ce qui est notre cas ici. Les résultats de nos estimations sont présentés dans le Tableau 4 ci-dessous.

Table 4 – Résultats de l'estimation GMM en deux étapes

Variables	Modèle (1.2)	Modèle (2.2)
OS	-0,2766*	-
	(0,053)	
OSPub	-	-0,4784*
		(0,064)
OSPriv	-	0,5222
		(0,348)
DLDebt	-0,1513	-0,1739
	(0,366)	(0,350)
DFirmsize	-0,6265**	-0,4570
	(0,045)	(0,267)
$Q_{-,t-1}$	0,7711***	0,6834***
	(0,000)	(0,000)
Constant	1,0769**	1,4459**
	(0,011)	(0,033)
Tests		
AR(1)	-2,22	-2,17
	(0,027)	(0,030)
AR(2)	-1,37	-1,45
	(0,172)	(0,148)
Hansen	33,49	27,25
	(0,015)	(0,055)

Sources : Calculs de l'auteur à partir de la base de données FactSet. 312 observations pour 39 entreprises. Entre parenthèses les p-values. *, **, *** renvoient respectivement à la significativité aux seuils de 10%, 5% et 1%. Utilisation de la commande `xtabond2` (Roodman 2006, réf. [28]) avec les options `collapse` et `robust`.
Nombre d'instruments : 23.

Notons que nous avons mené plusieurs estimations GMM afin de trouver celle qui remplissait le mieux les contraintes relatives à l'autocorrélation des résidus et l'identification. Nous avons obtenu à plusieurs reprises des coefficients fortement significatifs et dont les signes étaient en accord avec ceux de la littérature. Cependant notre choix initial de variables instrumentales était tel qu'une forte multicolinéarité se formait, empêchant la convergence de la matrice de variance-covariance et le calcul du test AR(1) d'Arellano et Bond. Concernant les instruments, nous nous sommes donc référés à la littérature économétrique (Arellano et Bover, 1995, réf. [6] ; Baltagi, 2016, réf. [7]) et à l'étude de Akbar *et al.* (2016, réf. [2]) et nous avons ainsi retenu les troisième et quatrième retards de la variable endogène (Akbar *et al.*, Roodman), ainsi que les différences logarithmiques de la dette et des actifs totaux (différence de la taille des firmes). Conformément à ce que préconise la méthode des GMM en deux étapes, nous rejetons pour les deux modèles l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation des innovations à l'ordre 1 et la retenons à l'ordre 2, au seuil critique de 5%. Nous ne rejetons également pas l'hypothèse nulle de suridentification (test de Hansen).

Pour le modèle général, la significativité des coefficients associés aux variables OS et OSPUB nous permet de conclure à un impact négatif de la détention agrégée et la détention publique des fonds de pension sur la performance des entreprises. Ce résultat est en ligne avec la littérature. Cela étant, l'impact de la détention par des fonds privés n'est quant à lui pas interprétable puisque statistiquement non significatif.

Les coefficients associés aux retards de la variable endogène, positifs et significatifs, sont cohérents. Ce résultat va en effet dans le sens d'une influence positive et significative des performances d'hier sur les performances d'aujourd'hui. Dans le modèle général (1.2), la taille de la firme influence négativement la performance. En ce sens nous pouvons en déduire que la présence d'asymétrie d'information dessert la performance des entreprises du CAC 40. Nous ne pouvons pas tirer de conclusion à propos de l'influence des variations de la dette. Enfin, la significativité et positivité de la constante renvoie à l'idée que la performance des entreprises ne serait pas nulle quand bien même aucun fonds de pension ne participerait à leur capital.

Il est intéressant de discuter nos résultats en revenant aux travaux de Brown *et al.* (2009, réf. [9]) relatifs à la direction des investissements des fonds de pensions d'Etat, aux Etats-Unis. Dans cette étude ils constatent l'existence d'un biais d'orientation local des placements : les fonds investissent trois fois plus dans des entreprises locales. Nous pouvons donc penser qu'il en serait de même pour un hypothétique fond de pension français, ce qui en justifie partiellement la création. En effet, l'objectif d'une telle mise en place est de pouvoir répondre à un besoin de financement. Une crainte pouvant être formulée allant à l'encontre de la réalisation de cet objectif est que, sous justification de diversification et d'internationalisation des portefeuilles d'actions, il n'y a *a priori* pas de raison pour qu'un fond français investisse en France. L'étude de Brown *et al.* (2009, réf. [9]) montre justement que c'est le cas. Plus encore, leur étude établit que les performances des entreprises locales dans lesquelles les fonds de pension ont investi sont meilleures que celles des entreprises implantées dans d'autres Etats. Or, les fonds de pension investis dans les entreprises du CAC 40 sont essentiellement étrangers : sur cinquante-six fonds considérés, deux seulement sont français. Il est donc probable que le signe négatif obtenu devant la variable de détention OS de notre modèle soit partiellement lié au fait que les fonds considérés sont majoritairement étrangers. De par leurs faibles taux de détention et leur origine, nous pouvons considérer que les fonds placés dans les entreprises du CAC 40 ne sont pas aussi actifs ou activistes qu'auprès des entreprises implantées dans leur Etat d'origine.

4.2 Robustesse

Afin de tester la robustesse de nos résultats, nous prenons en compte plusieurs aspects évoqués dans notre revue de littérature : l'influence des asymétries d'information et l'effet de seuil de détention. Nous implémentons aussi un test de cointégration pour nous assurer de notre spécification³⁰.

Asymétrie d'information

³⁰ Les résultats figurent en annexe : Tables 7, 8 et 9.

Dans un premier temps nous avons étudié l'influence que peut avoir l'asymétrie d'information sur la relation entre les détentions des fonds de pension et la performance des entreprises. Pour rendre compte de cette influence, nous avons créé une variable d'interaction entre Firmsize et les variables de détention (OS, OSPUB et OSPRIV). Ainsi si l'on note b le coefficient associé à cette variable, l'interprétation doit s'effectuer comme suit : une variation de 10% de la taille des firmes influence de $0.1*b\%$ l'impact de OS sur Q . Pour les deux modèles, malgré des résultats intéressants, les tests associés à une estimation en GMM ne nous permettent pas de les interpréter (non rejet de l'autocorrélation à l'ordre 1).

Effet de seuil

Nous avons ensuite cherché à tester la non-linéarité de notre panel. L'idée générale est qu'en fonction du niveau de détention, l'impact de la variation de ces détentions ne sera pas le même sur les performances de l'entreprise. Ainsi, pour mener ce test, nous avons estimé un modèle à seuil de type PTR (Panel Threshold Regression), l'idée étant que la non-linéarité pourrait être une raison du manque de significativité dans nos résultats.

Pour mener à bien cette estimation nous avons procédé comme suit. Premièrement nous avons établi le seuil de détention médian des variables. Puis nous avons retiré aux variables OS, OSPUB et OSPRIV leur médiane respective. Lorsque cette différence était inférieure à zéro, nous lui avons associé une dummy égale à 0 et à 1 en cas de différence positive. Enfin, une variable d'interaction entre les dummies et les variables de détention a été créée : $SOS = OS*dummyos$, $SOSPUB = OSPUB*dummyospub$ et $SOSPRIV = OSPRIV*dummyopriv$. De la sorte, le coefficient associé à ces variables d'interaction s'ajoute au coefficient initial lorsque la détention est forte et le coefficient associé aux faibles détentions est celui affecté aux variables de détention.

Les résultats que nous obtenons satisfont les conditions d'interprétation de la méthode des GMM mais ne sont pas statistiquement significatifs. La non-linéarité, telle que nous l'avons spécifiée ne permet donc pas d'améliorer notre modèle. Notons toutefois que cela ne signifie pas qu'une autre forme de non-linéarité ne pourrait pas être à l'œuvre, qui pourrait par exemple être prise en compte par un modèle à seuil non pas à transition brutale, mais à transition lisse³¹.

Nous avons également mené une estimation de nos modèles en restreignant notre échantillon aux entreprises dont le capital détenu par des fonds de pension est en moyenne sur la période inférieur à 2%³². Les résultats sont désormais interprétables et tous les coefficients associés aux variables de détention sont statistiquement significatifs. Plus encore, ils sont contraires à ce que prédit la littérature : la détention générale à une influence positive et les fonds de pension publics influencent positivement les performances, contrairement aux fonds privés. Ces résultats viennent confirmer la première hypothèse de non-linéarité évoquée plus avant : il existe deux régimes, un pour les bas niveaux de détention et un pour des niveaux plus élevés.

³¹L'estimation d'un tel modèle à transition lisse nécessite un horizon temporel plus long et fera l'objet d'une extension du présent article.

³²Le seuil de 3,5% a aussi été pris en compte (Faccio et Lasfer) mais étant donné la composition de notre échantillon (détentions excessivement concentrées sur les bas niveaux), nous avons finalement retenu le seuil de 2%.

Test de cointégration

Afin de vérifier que notre spécification n'omet pas l'existence potentielle d'une relation de long terme (relation de cointégration) entre nos trois variables d'intérêt (OS, OSPUB et OSPRIV), nous appliquons le test de Westerlund (2008, réf. [33]). L'application du test conduit à ne pas rejeter l'hypothèse nulle d'absence de cointégration. De ce point de vue, la spécification que nous avons retenue dans le cadre de notre étude est correcte au sens où une potentielle relation de long terme entre nos variables n'a pas été omise.

4.3 Discussion

Pour rappel, nous avons observé graphiquement la très inégale répartition des variables de détention en fonction de la performance des entreprises – l'essentiel des valeurs étant concentré vers des niveaux faibles de détention, entre 0 et 1,5% -. Dès lors, si une relation globale négative semble se dégager, nous avons pu remarquer l'existence d'au moins deux régimes : un premier régime avec une pente positive pour des détentions allant de 0% à 1,5% et un second régime pour les détentions supérieures à 1,5-2% avec une pente négative. Nous en avons déduit l'éventualité d'une relation non-linéaire, aspect qui a été étudié dans le cadre de l'analyse de robustesse.

Dans un deuxième temps, après avoir testé la stationnarité de nos séries, les coefficients de corrélation de Pearson ont été étudiés. Là nous avons pu pressentir le signe négatif de la relation, confirmé l'intuition de non-linéarité et d'un effet lié à la crise. Il est également apparu que l'influence de la détention du capital des entreprises par des fonds privés était faible. Après avoir mené les tests de spécification appropriés, ces analyses se sont confirmées lors de l'estimation de nos modèles de performance. En effet, nous avons obtenu des coefficients négatifs et significatifs pour les variables OS et OSPUB et non significatifs pour OSPRIV.

Comment interpréter nos résultats ? Tout d'abord, rappelons que la littérature existante sur notre sujet concerne essentiellement les Etats-Unis ou le Royaume-Uni. Rappelons également que l'assise des fonds de pension dans les entreprises de ces pays (sans même parler des investisseurs institutionnels de manière générale) est bien plus importante qu'en France. Alors que Faccio et Lasfer (2000, réf. [18]) raisonnent à partir d'un seuil de détention par fonds de pension de 3% (au Royaume-Uni), la médiane de la détention agrégée des fonds de notre échantillon s'établit à un peu moins de 1,5%. En 2013, Scatigna recensait une détention de 8% du capital des dix firmes les plus importantes aux Etats-Unis par les vingt fonds les plus larges. Toujours de façon agrégée, la participation maximale des fonds de pension privés de notre panel atteint seulement 5,4%. De ce point de vue, nos résultats sont particulièrement intéressants pour étudier la dynamique à l'oeuvre entre fonds de pension et performance pour de faibles valeurs de participation. Il est également possible que l'influence de l'investissement des fonds de pension soit plus prononcée pour des entreprises moins importantes que celles du CAC 40, des entreprises pour lesquelles l'apport marginal, même faible, de financement de long terme aurait un impact plus visible sur leur performance - TPE et PME par exemple -.

Comme nous l'avons montré, il existe deux régimes dans notre relation : un régime à pente positive pour des détentions faibles et un régime à pente négative pour les détentions dépassant 2%. Si nous devons considérer nos résultats de façon brute, nous devrions conclure que les fonds de pension, surtout publics, influencent négativement les entreprises dans lesquels ils investissent, dès que leur participation dépasse un certain seuil. Une telle conclusion est toutefois trop directe car nous disposons de trop peu de résultats sur les fortes détentions : nos estimations pour les

entreprises se situant en moyenne au-dessus de 2%, se sont en effet avérées non-interprétables. Enfin, il est possible que nos résultats ne rendent pas compte des aspects positifs de l'influence des fonds à long terme. En effet, notre période d'étude est relativement courte. Or, l'un des canaux mis en avant par la littérature pour justifier l'impact du financement par fonds de pension sur les performances des entreprises, est l'influence de ce type de participation sur les investissements longs de type R&D. Pour rendre compte d'une telle dynamique, il est nécessaire de disposer d'un horizon probablement beaucoup plus long que celui retenu ici (guidé par la disponibilité des données).

5 Conclusion

L'objet de cet article était d'analyser l'impact du financement par fonds de pension sur la performance, mesurée par le Q de Tobin, des entreprises françaises du CAC 40. Notre étude apporte une contribution à la littérature dans au moins deux directions : (i) aucune évaluation de cette relation n'avait été effectuée pour le cas français ; et (ii) nous appliquons des méthodes d'estimation robustes très peu utilisées par la littérature sur le sujet. Notre étude doit ainsi permettre de fournir les pistes à de futurs travaux sur l'évaluation de la relation entre fonds de pension et performance des entreprises. Nos estimations sur la période 2004-2016 ont mis en évidence l'existence d'un impact significatif du financement par fonds de pension sur la performance des entreprises. Ces résultats ne vont pas dans le sens d'une influence positive lorsque les détentions dépassent en moyenne 2% et concernent des fonds publics, ce qui est conforme avec la littérature. Trois aspects mériteraient d'être étudiés pour prolonger la présente analyse : la relation de long terme (prendre en compte l'influence des fonds de pension sur la R&D), le biais d'investissement domestique (Brown *et al.*, 2009, réf. [9]), et des niveaux de participation plus élevés.

Plusieurs recommandations en termes de politique économique peuvent être déduites de nos conclusions. Nos résultats mettent en évidence que la détention agrégée des fonds de pension a un impact négatif sur les performances des entreprises. Plus encore, lorsque l'on différencie la détention entre les fonds publics et privés, nous obtenons que l'influence des fonds publics est elle aussi négative. Sur la seule base de ces conclusions, il apparaît difficile d'argumenter en faveur de la mise en place d'un système de retraite par capitalisation géré par des fonds de pension. Cependant, nous savons que si l'on doit favoriser l'instauration de fonds de pension en France, leurs investissements au sein des entreprises doivent être à la fois orientés vers des investissements de long terme (pour la R&D, l'innovation, la transition énergétique, etc.) et faire l'objet d'une réglementation prudentielle. L'idée sous-jacente est qu'une politique visant à favoriser l'instauration de fonds de pension doit répondre à un besoin de financement sans calquer directement des systèmes qui se sont révélés fortement risqués à l'étranger (voir notamment les dérives du système de retraite américain).

Les travaux de Desbonnet et Weitzenblum (2016, réf. [15]) proposent de réorienter 3% des 15% actuellement thésaurisés par an par les ménages vers une épargne retraite gérée par des fonds de pension pour amortir la tendance haussière des dépenses de retraite d'ici 2050. Ce système permet de préserver le système de retraite par répartition tout en instaurant un chapeau de capitalisation encadré et source d'externalités positives par l'intermédiaire des fonds de pension. Enfin, un argument politique mérite d'être souligné. En réalité, l'épargne retraite existe déjà, sous le nom d'assurance vie. Cette dernière concerne 36% des ménages (Coppoletta-Solotareff *et al.*, 2015, réf. [11]), nombre d'entre eux puisant dedans pour financer leurs dépenses de retraite. Ainsi, l'instauration de fonds de pension pourrait remplacer cette épargne retraite "officiuse"

tout en favorisant le financement long de l'activité économique.

References

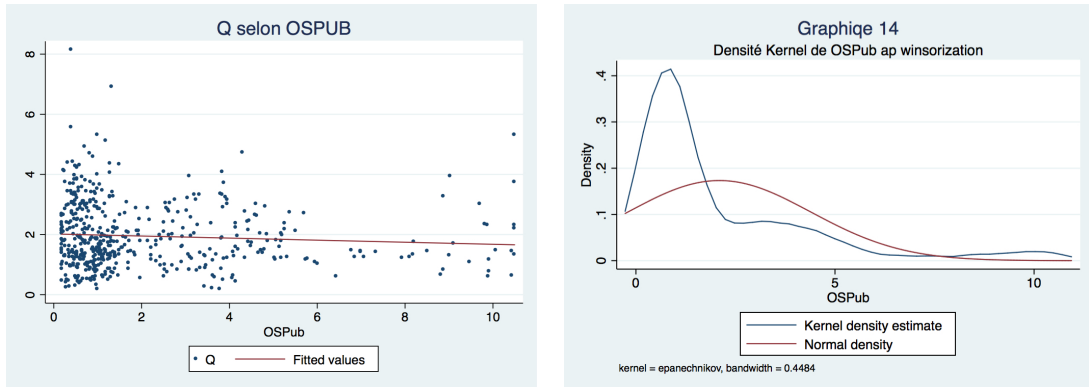
- [1] D. Aboody and B. Lev. Information asymmetry, r&d, and insider gains. *The journal of Finance*, 55(6):2747–2766, 2000. View online. 6
- [2] S. Akbar, J. Poletti-Hughes, R. El-Faitouri, and S. Z. A. Shah. More on the relationship between corporate governance and firm performance in the uk: Evidence from the application of generalized method of moments estimation. *Research in International Business and Finance*, 38:417–429, 2016. View online. 3, 4, 8, 13
- [3] P. Alam and K. S. Walton. Information asymmetry and valuation effects of debt financing. *Financial Review*, 30(2):289–311, 1995. View online. 4, 8
- [4] T. W. Anderson and C. Hsiao. Formulation and estimation of dynamic models using panel data. *Journal of econometrics*, 18(1):47–82, 1982. View online. 12
- [5] M. Arellano and S. Bond. Some tests of specification for panel data: Monte carlo evidence and an application to employment equations. *The review of economic studies*, 58(2):277–297, 1991. 12
- [6] M. Arellano and O. Bover. Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of econometrics*, 68(1):29–51, 1995. View online. 13
- [7] B. Baltagi. *Econometric analysis of panel data*. John Wiley & Sons, 2008. View online. 12, 13
- [8] A. Bhidé. The hidden costs of stock market liquidity. *Journal of financial economics*, 34(1):31–51, 1993. View online. 5
- [9] J. Brown, J. Pollet, and S. Weisbenner. The investment behavior of state pension plans. Technical report, National Bureau of Economic Research, 2009. View online. 6, 14, 17
- [10] L. K. Chan, J. Lakonishok, and T. Sougiannis. The stock market valuation of research and development expenditures. *The Journal of Finance*, 56(6):2431–2456, 2001. View online. 5
- [11] R. Coppoletta-Solotareff, A. Ferrante, and M. Romani. Le patrimoine des ménages début 2015-repli des valeurs risquées au profit des produits sécurisés. *INSEE Première*, (1574), 2015. View online. 17
- [12] C. Dang, Z. F. Li, and C. Yang. Measuring firm size in empirical corporate finance. *Journal of Banking & Finance*, 86:159–176, 2018. View online. 6
- [13] D. Del Guercio and J. Hawkins. The motivation and impact of pension fund activism. *Journal of financial economics*, 52(3):293–340, 1999. View online.
- [14] R. Della Croce, C. Kaminker, and F. Stewart. The role of pension funds in financing green growth initiatives. *OECD Working Papers on Finance, Insurance and Private Pensions*, (10):1, 2011. View online. 4, 5

- [15] A. Desbonnet and T. Weitzenblum. Réforme des retraites - forthcoming paper. *Chaire "Transitions démographiques, Transitions économiques"*, 2017.
- [16] R. Dessí and D. Robertson. Debt, incentives and performance: Evidence from uk panel data. *The Economic Journal*, 113(490):903–919, 2003. View online. 12
- [17] E. Dimson, O. Karakaş, and X. Li. Active ownership. *The Review of Financial Studies*, 28(12):3225–3268, 2015. View online. 4
- [18] M. Faccio and M. A. Lasfer. Do occupational pension funds monitor companies in which they hold large stakes? *Journal of Corporate Finance*, 6(1):71–110, 2000. View online. 1, 4, 6, 7, 11, 16
- [19] B. H. Hall and J. Lerner. The financing of r&d and innovation. *Handbook of the Economics of Innovation*, 1:609–639, 2010. View online. 4, 6
- [20] C. A. Hennessy. Tobin’s q, debt overhang, and investment. *The Journal of Finance*, 59(4):1717–1742, 2004. View online. 8
- [21] K. Hoo, K. Tvarlapati, M. Piovoso, and R. Hajare. A method of robust multivariate outlier replacement. *Computers & chemical engineering*, 26(1):17–39, 2002. View online. 7
- [22] R. Kochhar and P. David. Institutional investors and firm innovation: A test of competing hypotheses. *Strategic management journal*, pages 73–84, 1996. View online. 4
- [23] E. Kurtbegu and H. Nguyen. Pension fund activism and the financing of the economy - forthcoming paper. *Chaire "Transitions démographiques, Transitions économiques"*, 2017.
- [24] K. Murphy and K. Van Nuys. State pension funds and shareholder inactivism. *Unpublished working paper. Harvard University*, 1994.
- [25] S. Nickell. Biases in dynamic models with fixed effects. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, pages 1417–1426, 1981. View online.
- [26] M. E. Porter. Capital disadvantage: America’s failing capital investment system. *Harvard business review*, 70(5):65–82, 1992. View online. 5
- [27] J. Pound. Proxy voting and the sec: Investor protection versus market efficiency. *Journal of Financial Economics*, 29(2):241–285, 1991. View online. 5
- [28] D. Roodman. How to do xtabond2: An introduction to difference and system gmm in stata. 2006. View online. 12, 13, 25, 26
- [29] J.-M. Sahut and H. O. Gharbi. Institutional investors’ typology and firm performance: The case of french firms. *International Journal of Business*, 15(1):33, 2010. View online. 4, 7
- [30] M. Scatinga. Institutional investors, corporate governance, and pension funds. *Center for Research on Pensions and Welfare Policies, Working Paper*, 13, 2001. View online. 1, 5
- [31] R. W. Scott. Institutional investors, stock repurchases and information asymmetry. *International Journal of Financial Research*, 5(4):39, 2014. View online. 6
- [32] J. Tobin. Money, capital, and other stores of value. In *General Equilibrium Models of Monetary Economics*, pages 25–37. Elsevier, 1989. View online. 8

- [33] J. Westerlund. Testing for error correction in panel data. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 69(6):709–748, 2007. View online. 16
- [34] T. Woidtke. Agents watching agents?: evidence from pension fund ownership and firm value. *Journal of Financial Economics*, 63(1):99–131, 2002. View online. 2, 5, 7, 8
- [35] T. Woidtke. Public pension fund activism and firm value. *Legal Policy Report*, (20), 2015. View online. 2, 5, 7, 8

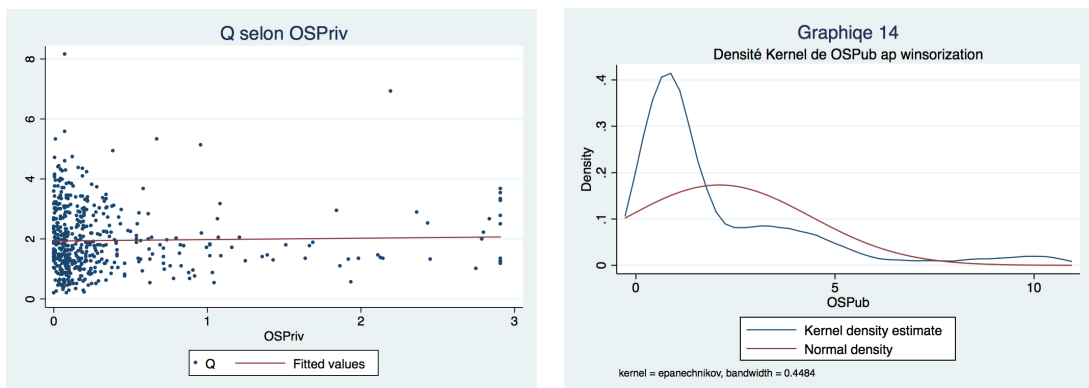
A Statistiques univariées

Figure 3 – Distribution de OSPub en fonction de Q – densité Kernel



Source : Calculs de l'auteur à partir de la base de données FactSet.

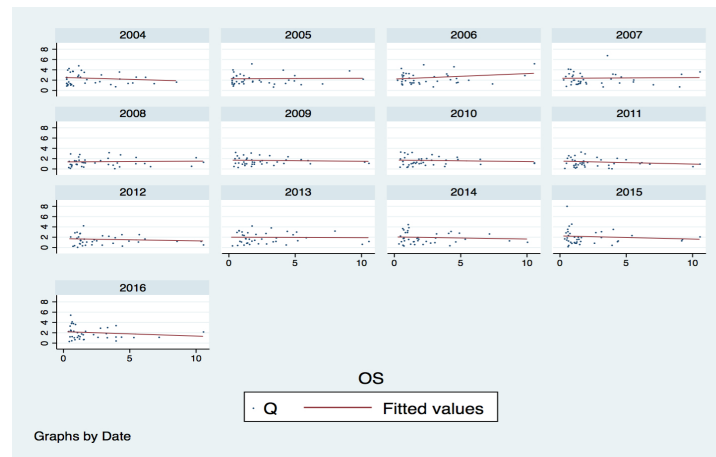
Figure 4 – Distribution de OSPriv en fonction de Q – densité Kernel



Source : Calculs de l'auteur à partir de la base de données FactSet.

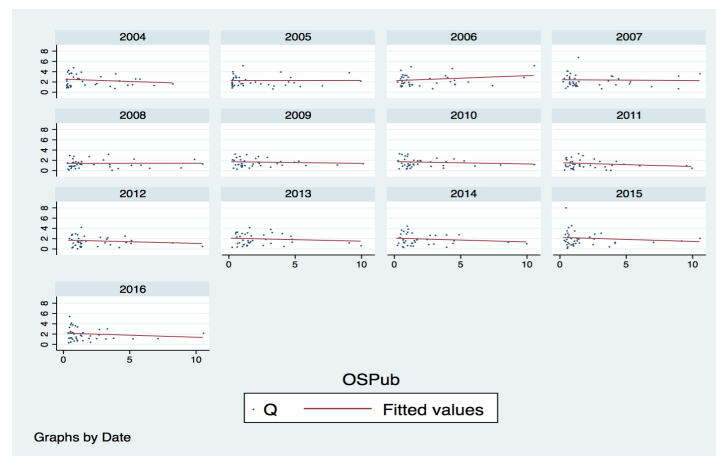
B Statistiques bivariées

Figure 5 – a - Q selon OS - par années



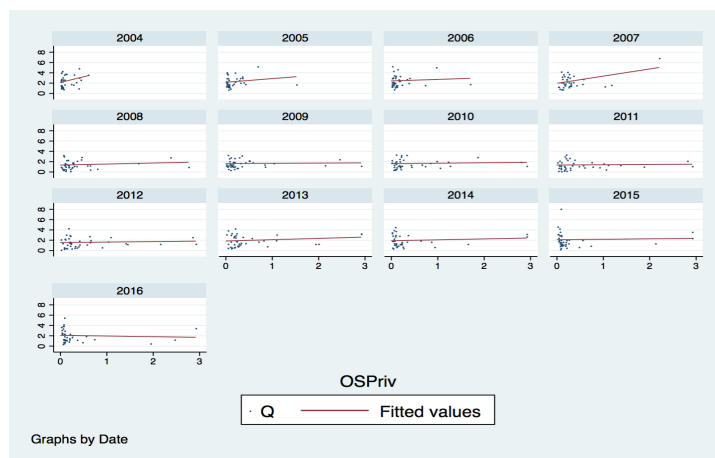
Source : Calculs de l'auteur à partir de la base de données FactSet.

Figure 5 – b - Q selon OSPub - par années



Source : Calculs de l'auteur à partir de la base de données FactSet.

Figure 5 – c - Q selon OSPriv - par années



Source : Calculs de l'auteur à partir de la base de données FactSet.

C Tests statistiques

Table 5 – Variance Inflation Factor

Variables	Modèle (1.2)	Modèle (2.2)
OS	1,53	-
OSPub	-	1,53
OSPriv	-	1,41
DLDebt	1,05	1,05
DFirmsize	1,19	1,19
$Q_{-,t-1}$	1,74	1,74

Sources : Calculs de l'auteur.

Table 6 – Résultats du test CIPS

Variables	Modèle	Statistique de test
Q	a	-3,435
	b	-2,215
	c	-1,929
OS	a	-2,972
	b	-2,430
	c	-2,328
OSPub	a	-2,593
	b	-2,318
	c	-2,328
OSPriv	a	-2,802
	b	-2,686
	c	-2,555
Firmsize	a	-3,067
	b	-2,083
	c	-1,516
DFirmsize	a	-3,417
	b	-3,464
	c	-3,091
Debt	a	-2,681
	b	-2,304
	c	-2,188
DDebt	a	-3,405
	b	-3,373
	c	-3,382

Sources : Calculs de l'auteur à partir de la base de données FactSet. (a) : modèle avec constante et tendance, (b) : modèle avec constante sans tendance, (c) : modèle sans constante ni tendance. Les valeurs critiques du test CIPS sont les suivantes : modèle (a) -2,66 au seuil de 10%, -2,76 au seuil de 5% et -2,93 au seuil de 1% ; modèle (b) -2,14 au seuil de 10%, -2,25 au seuil de 5% et -2,44 au seuil de 1% ; modèle (c) -1,52 au seuil de 10%, -1,64 au seuil de 5% et -1,86 au seuil de 1%.

Table 7 – Test de robustesse : asymétrie d’information

Variables	Modèle (1.3)	Modèle (2.3)
OS	4,1516** (0,039)	-
OSPub	-	3,4197 (0,144)
OSPriv	-	8,9316 (0,323)
DLDebt	0,0121 (0,939)	-0,0126 (0,943)
DFirmsize	-0,5087 (0,173)	-0,3472 (0,580)
$Q_{-,t-1}$	0,1676 (0,533)	0,0997 (0,749)
OS*Firmsize	-0,4449** (0,033)	-
OSPub*Firmsize	-	-0,3953* (0,086)
OSPriv*Firmsize	-	-0,8616 (0,311)
Constant	2,675563 *** (0,009)	3,0085** (0,010)
Tests		
AR(1)	-1,45 (0,146)	-1,15 (0,251)
AR(2)	-0,99 (0,321)	-1,07 (0,287)
Hansen	25,38 (0,087)	21,24 (0,129)

Sources : Calculs de l’auteur à partir de la base de données FactSet. 312 observations pour 39 entreprises. Entre parenthèses les p-values. *,**,*** renvoie respectivement à la significativité aux seuils de 10%, 5% et 1%. Utilisation de la commande xtabond2 (Roodman 2006, réf. [28]) avec les options collapse et robust. Nombre d’instruments : 23.

Où les modèles (1.3) et (2.3) renvoient aux modèles évoqués en robustesse, intégrant une variable d’interaction pour rendre compte de l’asymétrie d’information :

$$Q_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 * OS_{i,t} + \beta_2 * DLDebt_{i,t} + \beta_3 * DFirmsize_{i,t} + \beta_4 * OS_{i,t} * DFirmsize_{i,t} + \gamma * Q_{i,t-1} + u_{i,t} \quad (1.3)$$

$$Q_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 * OSPub_{i,t} + \beta_2 * OSPriv_{i,t} + \beta_3 * DLDebt_{i,t} + \beta_4 * DFirmsize_{i,t} + \beta_5 * OSPub_{i,t} * DFirmsize_{i,t} + \beta_6 * OSPriv_{i,t} * DFirmsize_{i,t} + \gamma * Q_{i,t-1} + u_{i,t} \quad (2.3)$$

Table 8 – Test de robustesse : effets de seuil

Variables	Modèle (1.4)	Modèle (2.4)	Modèle (1.5)	Modèle (2.5)
OS	-0,2577 (0,187)	-	0,4274** (0,018)	-
OSPub	-	-0,6648* (0,059)	-	1,3853*** (0,009)
OSPriv	-	0,9745 (0,200)	-	-2,1916** (0,025)
DLDebt	-0,1664 (0,319)	-1,0372 (0,224)	-1,712 (0,303)	0,2714 (0,207)
DFirmsize	-0,5652 (0,173)	-0,1629 (0,451)	-0,0409 (0,941)	-0,5374 (0,432)
$Q_{-,t-1}$	0,7672*** (0,000)	0,6092*** (0,001)	0,9669*** (0,000)	0,9474 *** (0,000)
SOS	-0,0642 (0,754)	-	-	-
SOSPUB	-	0,0845* (0,804)	-	-
SOSPRIV	-	-1,8528** (0,033)	-	-
Constant	1.0237* (0,091)	1.703* (0,082)	0,4870 * (0,082)	-0,5684 (0,146)
Tests				
AR(1)	-1,94 (0,052)	-1,11 (0,268)	-2,15 (0,031)	-2.28 (0,023)
AR(2)	-1,44 (0,149)	-1,89 (0,058)	-0,15 (0,882)	-1.22 (0,224)
Hansen	33.32 (0,010)	20,31 (0,161)	22.21 (0,223)	20.11 (0,269)

Sources : Calculs de l'auteur à partir de la base de données FactSet. 312 observations pour 39 entreprises pour les modèles -.4, et 195 observations pour les modèles -.5. Entre parenthèses les p-values. *, **, *** renvoient respectivement à la significativité aux seuils de 10%, 5% et 1%. Utilisation de la commande xtabond2 (Roodman 2006, réf. [28]) avec les options collapse et robust. Nombre d'instruments : 23.

Où les modèles (1.4) et (2.4) renvoient aux modèles évoqués en robustesse, intégrant une variable de seuil (fixé à la médiane de chacune des variables) :

$$Q_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 * OS_{i,t} + \beta_2 * DLDebt_{i,t} + \beta_3 * DFirmsize_{i,t} + \beta_4 * SOS_{i,t} + \gamma * Q_{i,t-1} + u_{i,t} \quad (1.4)$$

$$Q_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 * OSPub_{i,t} + \beta_2 * OSPriv + \beta_3 * DLDebt_{i,t} + \beta_4 * DFirmsize_{i,t} + \beta_5 * SOSPub_{i,t} + \beta_6 * SOSPriv_{i,t} + \gamma * Q_{i,t-1} + u_{i,t} \quad (2.4)$$

Les modèles (1.5) et (2.5) sont les modèles classiques ((1.2) et (2.2)) où nous n'avons considéré que les valeurs pour lesquelles la détention moyenne sur la période par les fonds de pension est inférieure à 2% :

$$\frac{1}{13} \sum_{t=2004}^{2016} OS_{i,t} < 2\%$$

Table 9 – Résultats du test de cointégration -Test de Westerlund

Variables	Modèle	G_t	G_a	P_t	P_a
OS	a	-1.984 (0.998)	-5.338 (1.000)	-9.560 (1.000)	-4.604 (1.000)
	b	-1.989* (0.071)	-5.111 (0.990)	-8.760 (0.611)	-3.581 (0.820)
	c	-0.961 (0.537)	-2.002 (0.993)	-4.741* (0.092)	-1.168 (0.380)
OSPub	a	-1.818 (1.000)	-5.058 (1.000)	-9.663 (1.000)	-4.534 (1.000)
	b	-2.227*** (0.001)	-2.227 (0.995)	-9.004 (0.515)	-3.466 (0.859)
	c	-1.130 (0.178)	-2.275 (0.982)	-4.881* (0.073)	-1.236 (0.325)
OSPrib	a	-1.799 (1.000)	-5.725 (1.000)	-10.018 (1.000)	-4.624 (1.000)
	b	-1.525 (0.961)	-4.304 (0.999)	-8.230 (0.793)	-3.247 (0.917)
	c	-0.709 (0.946)	-1.003 (1.000)	-3.808 (0.298)	-0.643 (0.796)

Sources : Calculs de l'auteur. Entre parenthèses les p-values. *, **, *** renvoient respectivement à la significativité aux seuils de 10%, 5% et 1%. Le modèle (a) est celui avec tendance et constante, (b) celui sans tendance avec constante et (c) sans tendance ni tendance. La cointégration est rejetée dès lors que la $p - value > 0, 1$. Nous pouvons donc constater que dans quatre cas seulement, et dans des modèles différents, nous acceptons la relation de cointégration. Nous ne pouvons donc pas la retenir.