

ÉCOLE DES HAUTES ÉTUDES COMMERCIALES AFFILIÉE À
L'UNIVERSITÉ DE MONTRÉAL

Présence syndicale et rémunération du CEO

Arielle Desforges

Mémoire présenté en vue de l'obtention du grade de
maîtrise ès sciences option Finance

À Tiphaine, Félix et Tiaré

*« Dans ce livre atroce, j'ai mis tout mon cœur, toute ma tendresse,
toute ma religion (travestie), toute ma haine »*

Baudelaire, Lettre du 18 février 1866 à Ancelle, *Corr.*, II, 61

Retrait d'une ou des pages pouvant contenir des renseignements personnels

Sommaire

Ce mémoire porte sur l'impact de la présence syndicale sur la rémunération des dirigeants (CEO) des entreprises américaines cotées en bourse entre 2000 et 2010. Nous montrons que la présence syndicale a tendance à réduire la rémunération totale du CEO entre 11 et 18% environ, soit en moyenne entre 575 660 \$ et 965 638 \$, selon les variables de contrôle utilisées. Nous menons une analyse composante par composante et trouvons qu'elle a un impact positif sur le salaire fixe, la composante « autre rémunération » ainsi que sur les actions, et un impact négatif sur les stock-options.

En juin 2005, de nouvelles normes comptables relatives au report de la valeur des stock-options octroyées ont été mises en place. Ces nouvelles normes ont modifié l'impact de la présence syndicale sur la rémunération totale et les valeurs des actions et des options octroyées. Ainsi avant 2006, l'impact sur la rémunération totale et les deux composantes citées ci-dessus est statistiquement significatif tandis qu'après 2006, il devient statistiquement non significatif. Par ailleurs, nous avons pu observer qu'avant la mise en place de ces nouvelles normes comptables la présence syndicale avait au même titre que l'opinion publique une incidence négative sur les stock-options, en partie contrebalancée par une hausse de la valeur des actions octroyées.

Mots clés : Rémunération du CEO, syndicats.

Remerciements

Je remercie mon directeur de mémoire, Pierre Chaigneau, pour ses conseils toujours précieux. Je tiens également à remercier Caroline Archambault et Isabelle Dallaire de HEC Montréal ainsi que Robert Combs de BNA Labor Plus grâce à qui j'ai pu avoir accès aux données sur les syndicats; Mohammed Jabir grâce à qui j'ai pu trier les dites-données; Marc-Antoine Hennebert pour les informations cruciales qu'il a pu me fournir sur le monde syndical, Antoine Noël pour ses conseils en économétrie.

Je remercie mes parents pour leur amour et leur soutien inconditionnel, ainsi que pour l'éducation qu'ils m'ont donnée, petit bijou pour un parcours académique peu orthodoxe, et qui m'a toujours permis d'avancer dans la vie. Je remercie également Lucie, Vanessa, Marina, Philippe, et Romain pour leur amitié toujours sincère, avec une attention particulière pour ma tante, Chantal Turreau, et Claire, amie et confidente qui a su par sa présence atténuer la froideur assassine des hivers montréalais.

Enfin, je remercie mes amis de classe préparatoire Sabrina, Céline, Katia, François, Thomas, Justine et Sébastien qui, malgré la distance ont toujours été là pour moi.

Table des matières

Sommaire	i
Remerciements	ii
Table des matières	iii
1 Introduction.....	1
2 Revue de littérature	6
2.1 Rémunération des dirigeants	7
2.1.1 Rémunération des dirigeants	7
2.1.2 Rémunération compétitive et théorie des contrats optimaux	11
2.1.3 Extraction de rentes et pouvoir managérial.....	15
2.2 L'impact de la présence syndicale sur l'entreprise	18
2.2.1 Le processus de syndicalisation aux États-Unis (Budd, 2008; Fossum, 2012).....	18
2.2.2 Les syndicats et l'entreprise	20
2.2.3 Syndicats et rémunération des dirigeants.....	24
3 Hypothèses.....	28
4 Données.....	32
4.1 Rémunération des dirigeants	32
4.2 Entreprises.....	33
4.3 Syndicats.....	34
5 Résultats.....	37
5.1 Comparaison avec les résultats de Gomez et Tzioumis	38
5.2 Résultats avec de nouvelles variables de contrôle.....	44
5.3 Test de robustesse.....	50
5.4 États right-to-work et états non right-to-work : quelle différence?	58

5.5	Avant et après juin 2005 : impact du changement des normes comptables.....	60
5.5.1	Changement des normes comptables : une brève présentation.....	60
5.5.2	Calcul de la valeur des options selon la méthode Black-Scholes sur toute la période	63
5.5.3	Comparaison de l'impact de la présence syndicale avant et après la mise en place des nouvelles normes comptables.....	66
6	Conclusion	82
7	Bibliographie.....	84
8	Appendices	90
8.1	Appendice 1.....	90
8.2	Appendice 2.....	93
8.3	Appendice 3.....	94
8.4	Appendice 4 – Tableaux additionnels.....	95

1 Introduction

Les années 2000 ont été marquées par différents scandales (Enron, Worldcom...), et par la crise financière de 2008. Fraudes, option backdating, rémunération jugée excessive... Ces éléments ont attiré l'attention du public, mais également celle des régulateurs sur les politiques de rémunération des CEO (Chief Executive Officer). Cela n'est pas la première fois que des scandales mènent à la mise en place d'une nouvelle réglementation sur la rémunération des CEO. En effet, au fil des décennies, la boîte de Pandore qu'est l'entreprise s'est ouverte petit à petit, laissant sortir des informations additionnelles aussi bien sur la compagnie en elle-même que sur la rémunération de ses dirigeants. Cette transparence, censée être toujours plus grande, a pu mener dans certaines circonstances à la mise en place de nouvelles règles. Par exemple, comme le mentionnent Conyon, Fernandes, Ferreira, Matos et Murphy (2011), et Murphy (2012), dès 1932, l'Interstate Commerce Commission a demandé que les compagnies de chemin de fer fassent preuve de plus de transparence à partir du moment où leurs dirigeants percevaient un salaire supérieur à 10 000 \$ par an. Les niveaux de rémunération ainsi dévoilés ont poussé la Reconstruction Finance Corporation (RFC)¹ à imposer une révision à la baisse des salaires des dirigeants des compagnies qui recevaient l'aide gouvernementale, avant que cela ne se transforme en un plafonnement de 60 000 \$ par an. On trouve la même réaction en chaîne durant les décennies subséquentes : des informations sont révélées au grand jour créant la controverse, controverse qui elle-même mène à la mise en place de nouvelles règles. Même si cela peut dans une certaine mesure, s'apparenter à des manœuvres politiciennes (Conyon, Fernandes, Ferreira, Matos et Murphy, 2011), il faut reconnaître que l'opinion publique et autres « invités inattendus » peuvent avoir un impact sur la rémunération du CEO, d'autant plus que la diffusion d'informations a été grandement facilitée avec l'arrivée des nouvelles technologies.

On trouve parmi ces « invités inattendus », les syndicats (Conyon, Fernandes, Ferreira, Matos et Murphy, 2011). Les syndicats sont apparus au début du XIX^{ème} siècle aux États-Unis. Ils connurent un essor important vers la fin des années 1800 qui se prolongea jusqu'à la moitié du XX^{ème} siècle; ainsi en 1945 34.5% des travailleurs non agricoles étaient membres d'un

¹ La RFC était une agence gouvernementale indépendante, créée en 1932, et qui avait pour but d'aider financièrement les compagnies ferroviaires, les institutions financières, et les entreprises.

syndicat. À l’opposé, en 2011 ils n’étaient que 6.6%² à être membres d’un syndicat. En effet, après le pic post seconde guerre mondiale, le taux de syndicalisation a connu une constante baisse aux États-Unis. Cependant, soulignons que ce phénomène n’est pas ou plus une spécificité américaine : une grande partie des pays développés connaît également un recul du taux de syndicalisation (Flanagan, 2007). Cette baisse a été étudiée par différents auteurs, et plusieurs causes potentielles ont été proposées : la baisse de la demande de représentation syndicale (Farber et Krueger, 1992), les politiques nationales peu favorables (Mitukiewicz et Smitt, 2012), la mondialisation et les investissements directs étrangers entrants (Slaughter, 2007), ou encore l’opposition constante, voire croissante des employeurs envers les syndicats (Bronfenbrenner, 2009; Freeman, 2005), opposition qui semblerait remonter au moment même de leur apparition (Zieger et Gall, 2002).

Tandis que la rémunération des dirigeants américains augmentait, le taux de syndicalisation baissait. Cela n’empêche que la pression que peut exercer cet « invité inattendu » sur l’entreprise et ses participants reste relativement importante. L’impact des syndicats sur l’entreprise est fréquemment étudié dans la littérature académique, par contre l’impact qu’ils peuvent avoir sur la rémunération l’est moins, et ce principalement pour deux raisons. Tout d’abord, les données sur la présence syndicale sont rares et difficiles d’accès. En effet, les données agrégées sont disponibles facilement, que ce soient des données par industrie, par état, ou par critères démographiques. Par contre, obtenir des données entreprises par entreprise est plus complexe. Ensuite, l’autre difficulté, et non des moindres, évoquée par Gomez et Tzioumis (2007) est d’établir un lien entre présence syndicale et rémunération du CEO. En effet, cette dernière est fixée au niveau de l’entreprise alors que la syndicalisation se fait établissement par établissement. Ainsi, dans une même entreprise, on peut trouver à la fois des établissements syndiqués et des établissements non syndiqués. Il faut donc instaurer un critère qui permet de déterminer s’il y a ou non présence syndicale, malgré cette difficulté additionnelle.

Le faible nombre d’articles portant sur le lien entre présence syndicale et rémunération du CEO n’implique pas que ce dernier soit inexistant. Gomez et Tzioumis (2007) se réfèrent à un article de Jensen et Murphy (1990) dans lequel les auteurs expliquent que des contraintes émanant de la réglementation et du monde politique, appelées « régulation implicite », ont un

² <http://data.bls.gov/pdq/SurveyOutputServlet>

effet sur la rémunération des dirigeants. En effet, la distribution des rémunérations serait affectée dans la mesure où la régulation et les contraintes politiques tronqueraient la queue droite de la distribution. On peut inclure les syndicats dans cette « régulation implicite », ce qui implique que les syndicats ont un impact négatif sur le niveau de rémunération des dirigeants, mais aussi sur la structure de cette rémunération : les incitatifs liés à la performance de l'entreprise seraient moins importants. Dans un autre registre, Kuhnen et Niessen (2012) ont montré que l'opinion publique³ a un impact sur la rémunération du CEO. Si les médias critiquent et jugent excessive la rémunération octroyée à la direction, alors l'entreprise aura tendance à revoir à la baisse la composante de la rémunération qui fait polémique pour éviter d'avoir à nouveau mauvaise figure dans la presse (Kuhnen et Niessen trouvent que pour la période étudiée la composante davantage sujette à controverse est les options). En effet, cela risque de porter atteinte à sa réputation, ce qui pourrait entraîner une baisse de sa performance. Ici aussi, les auteurs soulignent que ce n'est pas uniquement le niveau, mais aussi la structure de rémunération qui est changée, puisque les stock-options se font plus rares après un scandale médiatique. Une baisse ou un changement dans la structure de la rémunération peut aussi être préventif. Les entreprises vont s'autoréguler et vont apporter d'elles-mêmes les changements nécessaires. Les syndicats ne font pas l'opinion publique, mais ils peuvent tout de même l'influencer, notamment en faisant sortir au grand jour des rétributions jugées excessives (Bannings et Chile, 2007). S'ils n'arrivent pas par eux-mêmes à faire suffisamment pression sur la direction pour changer les politiques de rémunération, l'utilisation de la presse et de l'opinion publique peut être une alternative efficace. Mentionnons notamment que le regroupement syndical AFL-CIO a sur son site internet⁴ une section relative à la surveillance d'entreprise qu'il mène, notamment en ce qui concerne la rémunération des dirigeants et les inégalités salariales.

Notre étude se pose dans la continuité de celle de Gomez et Tzioumis : nous utilisons la même base de données, BNA Labor Plus, qui recense la présence de syndicats au niveau des établissements de chaque entreprise ; et avec ces données nous créons une variable indicatrice (présence syndicale ou non) au niveau de la firme. Par ailleurs, ces deux auteurs analysent l'impact de la présence syndicale sur la rémunération du CEO sur la période 1992-2001 aux

³ Les auteurs utilisent la couverture médiatique comme mesure de l'opinion publique : elles analysent les articles provenant de revues américaines et portant sur la rémunération des dirigeants entre 1990 et 2010 grâce à un logiciel d'analyse linguistique.

⁴ <http://www.aflcio.org/Corporate-Watch>

États-Unis, tandis que nous l’analysons sur la décennie suivante, de 2000 à 2010, aux États-Unis également.

Nous trouvons qu’il existe un lien entre présence syndicale et rémunération du CEO. Plus précisément, nous trouvons que la présence syndicale a un impact négatif statistiquement et économiquement significatif sur la rémunération totale du CEO. Les syndicats vont avoir tendance à réduire la valeur des stock-options octroyées. Résultat surprenant, nous trouvons que la présence syndicale a un impact positif sur le salaire du CEO ainsi que sur la valeur des actions accordées. Par ailleurs, nous trouvons qu’elle a un impact positif sur la composante « autre rémunération ». Les résultats montrent également que l’impact de la présence syndicale a évolué au fil des ans, et ce, différemment en fonction de la composante considérée; notamment, l’impact sur les options a fortement été atténué entre 2000 et 2010. Des changements ont pu être observés relativement tôt durant la décennie considérée, mais la date charnière est juin 2005, moment où de nouvelles normes comptables plus contraignantes ont été mises en place aux États-Unis.

Cette étude s’inscrit principalement dans la littérature portant sur la rémunération des dirigeants et ses déterminants. Elle fait également partie de la littérature qui s’attache à analyser le lien entre relations de travail et finance. Un des premiers apports de notre travail est la continuité créée avec l’étude de Gomez et Tzioumis. En effet, nous tâchons de répliquer leur démarche afin de voir l’évolution qui a eu lieu entre 1992 et 2010. Les résultats que nous trouvons en utilisant les mêmes variables de contrôle que ces auteurs sont cohérents avec les leurs. Nous avons cependant choisi d’autres variables de contrôle, en nous basant sur des études récentes portant sur la rémunération des dirigeants. Les résultats obtenus semblent confirmer l’impact négatif qu’ont pu avoir les syndicats sur la rémunération totale du CEO ainsi que sur la valeur des stock-options octroyées, entre 2000 et 2010. Un autre apport de notre étude est de montrer que même si les syndicats peuvent jouer dans une certaine mesure un rôle de surveillance, comme pour les options, ils ne parviennent pas à limiter la composante « autre rémunération », en partie assimilable à de la « compensation cachée » (Kuhnen et Zwiebel, 2008). Au contraire, la présence syndicale tend à augmenter de manière très significative la valeur de cette composante de la rémunération. Par ailleurs, nous trouvons que l’impact de la présence syndicale a évolué durant la décennie considérée, et ce particulièrement après la mise en place des nouvelles normes comptables pour les options. Nous montrons que ces normes ont

modifié l'impact de la présence syndicale sur la rémunération totale, à la fois par une baisse de l'influence syndicale, mais aussi par une valeur des stock-options octroyées plus faible. Cette évolution de l'impact de la présence syndicale pourrait être la preuve que la baisse du taux de syndicalisation se reflète, après de nombreuses années, par une influence non statistiquement significative, ou que malgré cette baisse les syndicats sont arrivés à leur fin : une valeur des options octroyées plus faible.

Le reste de notre étude est organisée de la manière suivante : la section 2 présente une revue de la littérature portant sur les principaux sujets auxquels se rapporte notre travail, tandis que la section 3 établit les hypothèses qui en découlent. La section 4 décrit la construction de notre échantillon et les principales variables utilisées. Nous présentons nos résultats dans la section 5, avant de conclure en section 6.

2 Revue de littérature

Qu'elle se concentre sur le niveau, la structure ou ses déterminants, la littérature qui traite de la rémunération des dirigeants est abondante. Plusieurs éléments permettent d'expliquer l'intérêt marqué pour ce sujet. Tout d'abord, durant les 30 dernières années, on a pu assister à une hausse constante du niveau de rémunération et à un changement dans sa structure même. À la suite de ces constatations, des auteurs se sont penchés sur les raisons de cette hausse; s'ajoute alors la question des déterminants de la rémunération des dirigeants. À l'heure actuelle, deux principales écoles de pensée s'affrontent. La première pense que de manière générale, l'ensemble des indemnités des dirigeants est justifié et justifiable par la distribution et par la rareté de talent chez les dirigeants (théorie des contrats optimaux). La seconde école de pensée affirme au contraire que le niveau de rémunération actuel, relativement voire anormalement élevé, est lié au pouvoir dont jouissent les CEO et à leur capacité à dégager une certaine rente (théorie du pouvoir managérial). Nous présenterons chacune de ces deux approches dans la première partie de notre revue de littérature.

Dans une seconde section, nous nous pencherons sur la littérature portant sur les syndicats. Nous verrons quelle est leur place dans l'entreprise et quel est leur impact global sur les activités de cette dernière. Nous nous intéresserons particulièrement à l'impact qu'ils peuvent avoir sur la productivité et la performance de la firme. La littérature portant sur les relations de travail est relativement vaste et tend à montrer que les syndicats ont un impact négatif sur les performances boursière et économique de l'entreprise. Par ailleurs, point moins fréquemment abordé, ces syndicats peuvent aussi intervenir de manière plus ou moins directe dans certains processus de décisions, processus auxquels ils ne devraient en théorie pas participer. Il faut cependant nuancer ces propos puisque les syndicats peuvent dans une certaine mesure avoir des impacts positifs sur l'entreprise et ses employés. Cela nous mènera à nous intéresser brièvement à la littérature qui étudie le lien entre syndicats et rémunération des employés. Les conditions salariales ont été et sont encore le cheval de bataille des syndicats, les conclusions sur ce point assez univoques. La présence syndicale est généralement associée à une distribution moins dispersée des salaires : ce phénomène semble toucher l'intégralité des employés, quel que soit leur rang dans la hiérarchie.

Enfin, dans un dernier temps, nous analyserons plus précisément le lien qui peut exister entre rémunération du CEO et présence syndicale. La littérature qui traite de ce sujet est bien moins abondante que celle qui entoure ceux évoqués ci-dessus, ce qui peut être attribuable au fait que la présence syndicale ne fait pas partie des déterminants principaux de la rémunération du CEO, ou à la difficulté d'obtenir des données sur la syndicalisation au niveau de l'entreprise. Il n'en demeure pas moins que la présence de syndicats peut avoir un impact sur cette rémunération, comme le montrent les quelques études portant sur le sujet.

2.1 Rémunération des dirigeants

Une des questions centrales, pour ne pas dire la question centrale, qui reste sans réponse univoque est de savoir comment la rémunération des dirigeants est établie. En effet, les études récentes menées sur le sujet arrivent bien souvent à la conclusion que la rémunération des CEO a augmenté depuis la Seconde Guerre mondiale⁵ et que sa structure a changé, pour accroître notamment la part de rémunération variable, qu'elle soit sous forme de bonus ou de stock-options. Au-delà de ce point d'accord, la question des déterminants de la rémunération ainsi que celle de son équité (ou non-équité) font encore débat. Certains pensent que la rémunération est établie de manière juste et rationnelle, par des mécanismes de marchés. Au contraire, d'autres défendent l'idée que les dirigeants ont un certain pouvoir qu'ils utilisent dans leur propre intérêt, i.e. pour maximiser leur paie au détriment des intérêts des actionnaires qu'ils sont pourtant censés représenter. Nous allons analyser l'évolution de la structure et du niveau de rémunération des dirigeants avant de présenter chacune des théories évoquées ci-dessus : l'approche de l'*optimal contracting theory* (théorie de contrats optimaux) et l'approche du *managerial power* (théorie du pouvoir managérial).

2.1.1 Rémunération des dirigeants

Nous allons étudier ici les politiques de rémunération généralement en vigueur au sein des grandes entreprises américaines, en termes de structure et de niveau. Mais commençons

⁵ Hausse entre la Seconde Guerre mondiale et les années 2000. Mais cette hausse est notable à partir des années 1970.

par un bref aperçu de l'évolution des politiques de rémunération durant les quarante dernières années, aux États-Unis.

Dans les années 1970, la rémunération des dirigeants était généralement simplement composée d'un salaire de base et d'un bonus (Jensen, Murphy et Wruck, 2004). Le premier est fixe et le second variable, dont le niveau dépend de la performance de l'entreprise. Cependant, le niveau de rémunération dépendait principalement de la taille de l'entreprise. Les années 1980 ne montrèrent que peu de changements, si ce n'est pour la hausse de la pression exercée sur la direction et le conseil d'administration par le marché, notamment par l'intermédiaire d'offres publiques d'achat hostiles et de LBO (*Leverage Buyouts*), ou pour l'évolution des parachutes dorés. Ce sont surtout les années 1990 qui vont marquer un tournant important. En effet, c'est à ce moment-là que les stock-options sur actions ont connu un essor important (Murphy, 1999; Hall et Muphy, 2003; Jensen, Murphy et Wruck, 2004; Murphy et Zábojník, 2004; Frydman et Jenter, 2010 ; Murphy, 2012), même si cette tendance a commencé à se développer durant la précédente décennie (Frydman et Saks, 2007; Frydman et Jenter, 2010, Murphy, 2012). En 1992, les stock-options représentaient 20% de la rémunération des dirigeants ; en 2000, c'était près de 49%. Cependant, l'explosion de la bulle internet au début des années 2000 marque le début du déclin (léger) de l'octroi des stock-options aussi bien en termes relatifs qu'absolus. Ce déclin s'accroît aux alentours de 2006, lors de la mise en place de nouvelles normes comptables, FAS 123R, dont nous reparlerons plus en détail dans la partie 5.4.1. Au final, à l'heure d'aujourd'hui, la rémunération des dirigeants se compose généralement d'un salaire de base, de bonus, de revenus issus d'incitatifs de long terme (actions), de stock-options, sans oublier les avantages discrétionnaires (*perks*), les primes de départs, et les plans de retraite (Murphy, 1999 ; Frydman et Saks, 2007 ; Frydman et Jenter, 2010).

Regardons maintenant comment a évolué le niveau de la paie des CEO. En 1990, Jensen et Murphy affirmaient qu'en dollars constants, la rémunération des dirigeants n'avait pas atteint des records historiques, malgré une constante hausse durant les années précédentes. En effet, durant la seconde moitié des années 30, le CEO d'une grande entreprise du NYSE (New York Stock Exchange) gagnait en moyenne 882 000 \$ par an, alors que durant les années 80 ce même CEO aurait gagné 843 000 \$. Un peu moins de 15 ans après, au début des années 2000, les conclusions à tirer ne sont apparemment plus les mêmes. En effet, Jensen, Murphy et Wruck (2004) montrent qu'en dollars constants la rémunération des dirigeants a augmenté

considérablement entre 1970 et 2002. En se basant sur les chiffres donnés par ces auteurs, un CEO gagnait en moyenne annuellement 850 000 \$ en 1970, 14 millions de dollars en 2000, avant que cette rémunération totale ne redescende à 9.4 millions de dollars en 2002⁶. Il y a donc eu augmentation en terme réel et pas seulement nominal, et qui plus est cette augmentation est non-négligeable. De plus, ce constat n'est pas uniquement fait par ces trois auteurs. En effet, le corps académique dans son ensemble reconnaît qu'il y a bien eu une hausse non négligeable de la rémunération des dirigeants. S'il y a divergences de points de vue, elles seront davantage liées aux causes de cette hausse. Au final, la courbe qui représente l'évolution de la rémunération totale médiane entre 1940 et 2000 a une forme convexe, où la croissance exponentielle n'apparaît réellement qu'à la fin des années 1980.

Cette hausse significative peut être en partie expliquée par l'accroissement du nombre (et de la valeur) de stock-options octroyées. En effet, l'accroissement de la valeur des stock-options comme partie intégrante de la rémunération n'a pas entraîné une diminution des autres composantes. Ce n'est pas pour autant que le niveau des autres composantes a diminué. En effet, alors que les options achats prenaient de l'ampleur, le reste de la rémunération augmentait également, mais de manière moins significative. Par exemple, entre 1992 et 2008, le salaire médian est passé de 0.8 à 0.9 million de dollars, et les bonus de moyen et long termes sont passés de 0.6 à 1 million de dollars (Frydman et Jenter, 2010). L'essor des stock-options est notamment attribuable aux changements qui ont eu lieu dans leur traitement fiscal (Murphy, 1999 ; Hall et Murphy, 2003 ; Frydman et Saks, 2007 ; Frydman et Jenter, 2010 ; Murphy, 2012), mais aussi au fait que le coût encouru perçu par l'entreprise est généralement inférieur au coût réel (Hall et Murphy, 2003; Jensen, Murphy et Wruck, 2004 ; Murphy, 2012). Cela en fait donc des incitatifs en apparence peu coûteux, donc d'autant plus intéressants pour la firme.

Analysons plus en détails l'évolution de cette composante. En 1950, certaines options (*restricted stock-options*) n'ont plus été imposées en tant que revenu du travail, mais comme un gain en capital (Frydman et Saks, 2010 ; Murphy, 2012), ce qui a réduit de manière conséquente le taux d'imposition applicable⁷, d'où l'essor des stock-options. Cependant, le Revenue Act de

⁶ En dollar constant de base 2002. Ajustements faits pour l'inflation.

⁷ Le Revenue Act de 1950 a permis la création des *restricted stock-options*, options qui ne sont pas imposables au moment de l'exercice, mais seulement au moment de la vente de l'action. Ainsi, tandis que donner 1\$ de revenu après impôts au CEO coûtait 5.47\$ en bénéfice après impôts aux actionnaires en temps normal, avec les *restricted stock-options*, cela ne leur coûtait plus que 1.33\$ (Murphy, 2012).

1964 imposa d'une part de nouvelles restrictions sur les options octroyées créant ainsi les *qualified stock-options*, et de l'autre part diminua le taux d'imposition marginal (sur les revenus ordinaires) le plus élevé. Cela eut pour conséquence de réduire l'attractivité des options, d'où un certain délaissement de ce type de rémunération, phénomène amplifié par le Tax Reform Act de 1969 (Murphy, 2012)⁸. Ces différents changements fiscaux expliqueraient en grande partie l'effacement des *restricted* et des *qualified stock-options* au profit des *non-qualified stock-options* (Hite et Long, 1982). La création de nouvelles *qualified options* (*Incentive Stock-options*) en 1981 ne changea pas la donne pour les CEO qui continuèrent à recevoir majoritairement des *non-qualified stock-options*. Le nouvel essor des *stock-options* qui a eu lieu durant les années 1990 est attribuable, selon Murphy (2012) à six principaux facteurs⁹. Notamment, le *deductibility cap* de Clinton de 1994 n'impose aucune limite sur la rémunération liée à la performance, ce qui n'est pas le cas pour les autres composantes : si leur somme dépasse 1 million de dollars, l'entreprise ne peut plus inclure le surplus dans ses charges salariales et n'est donc plus déductible. Autre élément intéressant : le coût associé aux *stock-options* a pendant longtemps été sous-évalué par les entreprises puisqu'un octroi d'option n'entraînait ni déboursé, ni dépenses à inscrire dans les états financiers. Par conséquent, le coût perçu par l'entreprise est inférieur au coût économique (Murphy, 2002). Cette sous-évaluation mène à un nombre plus important de *stock-options* octroyées que ce qui devrait l'être, si le coût était correctement évalué (Hall et Murphy, 2003).

L'éclatement de la bulle internet et la baisse du marché boursier qui s'en suivit ont entraîné un certain recul des *stock-options*, devenues moins attrayantes (les dirigeants vont en général préférer recevoir des options lorsque le marché est haussier (Hall et Murphy, 2003; Murphy, 2012)). Le déclin des *stock-options* a été accentué par la mise en place de nouvelles normes comptables en juin 2005 – nous reviendrons là-dessus plus en détails plus tard. À l'opposé, les *restricted stocks* ont connu un regain de popularité.

⁸ À partir de ce moment-là, donner 1\$ de revenu après impôts au CEO en cash ou au travers de *non-qualified stock-options* coûtait 1.04\$ en bénéfice après impôts aux actionnaires en temps normal. Ce coût était alors de 1.57\$ avec les *restricted stock-options* (Murphy, 2012).

⁹ Pression des actionnaires pour une plus grande rémunération à base d'actions, règles de la SEC sur la période de détention minimale des actions obtenues à la suite de l'exercice des *stock-options* et sur la divulgation d'information, plafond de déductibilité de Clinton fixé à 1 million de dollars, règles comptables pour les options et les exigences de cotation du NYSE (Murphy, 2012).

On peut donc voir que la rémunération des dirigeants a augmenté de manière significative durant les quarante dernières années, ce qui est notamment attribuable à l'essor des stock-options, principale composante de la rémunération du CEO durant les années 1990. Les années 2000 marquent un changement puisque les *restricted stocks* ont supplanté les options. À l'heure actuelle, cette dernière est principalement composée d'un salaire de base, de bonus annuels, de stock-options, de *restricted stocks* d'incitatifs de long terme et d' « autre compensation »¹⁰.

2.1.2 Rémunération compétitive et théorie des contrats optimaux

Nous avons vu que la rémunération des CEO a évolué durant les quarante dernières années et qu'elle a notamment beaucoup augmenté. Cette hausse, aussi importante soit-elle, peut être vue comme le résultat de l'allocation efficiente des ressources, i.e. des CEO et de leur talent. Si la demande de CEO talentueux augmente ou que le nombre ou la proportion de ces CEO diminue, alors leur rémunération augmentera pour que le marché atteigne un nouvel équilibre.

Le talent est distribué de manière non équitable parmi les différents individus de la société, de telle sorte qu'il existe des CEO plus talentueux (ou compétents) que d'autres. Ces CEO vont être répartis à la tête des différentes entreprises, de telle sorte que les plus talentueux dirigent les entreprises les plus grandes (Rosen, 1981, 1982, 1992). Rosen explique que le coût additionnel engendré par l'embauche d'un dirigeant talentueux, comparée à celle d'un dirigeant moins talentueux, sera inférieur aux gains qui en découleront : un CEO plus talentueux sera plus productif, et cette productivité accrue se répercutera à travers l'ensemble des échelons de l'entreprise de manière croissante, et cet effet sera d'autant plus important que l'entreprise est grande. Les grandes entreprises vont donc chercher à embaucher les CEO les plus talentueux, quitte à les payer davantage, étant donné que la valeur du talent est plus élevée pour elles que pour des entreprises plus petites; d'où le lien entre niveau de rémunération et taille de l'entreprise. Dans un même d'idée, Murphy et Zábojník (2004) avancent que la hausse de la

¹⁰ « Other compensation received by the executive including perquisites and other personal benefits, termination or change-in-control payments, contributions to defined contribution plans (e.g. 401K plans), life insurance premiums, gross-ups and other tax reimbursements, discounted share purchases etc. » Execucomp

rémunération serait particulièrement liée à un changement dans les compétences recherchées (qui peuvent s'apparenter au talent). En effet, ce ne sont plus des compétences spécifiques à la firme (qui ne sont pas prises en compte par le marché), mais générales (prises en compte par le marché) qui sont demandées. Plus un dirigeant sera doté de compétences générales, plus sa rémunération sera élevée, et à l'optimum les dirigeants avec le plus de compétences générales se retrouveront dans les entreprises les plus grandes.

Dans l'esprit des écrits de Rosen (1982), Gabaix et Landier (2008) et Terviö (2008) présentent des modèles d'affectation des CEO et des entreprises¹¹, en se basant notamment sur les travaux de Terviö (2003). Même si leurs modèles présentent certaines similarités, les auteurs ne partent pas exactement des mêmes hypothèses : Terviö infère la valeur des différences de talent grâce à la distribution conjointe de la rémunération des dirigeants et de la valeur au marché des firmes considérées, alors que Gabaix et Landier se servent principalement de la théorie des valeurs extrêmes. Gabaix et Landier (2008) montrent qu'à l'équilibre la rémunération du CEO dépend principalement de la taille de l'entreprise dont il est à la tête ainsi que de la taille moyenne de la firme représentative, et que les individus les plus talentueux dirigent les entreprises les plus grandes. Ainsi, plus la taille de l'entreprise est importante, plus la rémunération du CEO est grande. Ceci s'explique par le fait que l'impact du CEO et de ses compétences est d'autant plus significatif que l'entreprise est grande. La taille de l'entreprise amplifie le surplus de talent, donc même si les différences des compétences entre dirigeants sont relativement faibles, des différences importantes de rémunération sont justifiées. De plus, les auteurs avancent, toujours à l'équilibre, que la rémunération devrait bouger de manière linéaire avec la taille de l'entreprise, i.e. si cette dernière est multipliée par x , alors la première devrait aussi être multipliée par x . Les modèles de Terviö, et Gabaix et Landier permettent d'expliquer les récentes tendances qui entourent la rémunération des CEO, même si l'étude de Gabaix et Landier prétend les expliquer durant une période plus longue¹². Durant ces deux décennies, les auteurs trouvent que la taille croissante des entreprises explique la hausse dans la rémunération des dirigeants.

Donc, le niveau de rémunération des dirigeants, jugé excessif par certains, peut s'expliquer de manière rationnelle comme étant le résultat de l'allocation optimale des

¹¹ *Assignment model of CEOs and firms*

¹² Gabaix et Landier (2008) testent la validité de leur modèle sur la période 1980-2003, tandis que Terviö (2008) considère des données sur la période 1994-2004.

ressources sur un marché concurrentiel. Deux critiques peuvent cependant être émises (Frydman et Jenter, 2010) : la corrélation entre taille de l'entreprise et rémunération du CEO dépend de la période considérée; et le taux de roulement des CEO est trop faible pour soutenir l'idée que les plus talentueux sont à la tête des entreprises les plus grandes. Ayant analysé le niveau de rémunération, voyons dans quelle mesure cette dernière est efficiente.

La théorie des contrats optimaux suppose que la rémunération du CEO est établie par le Conseil d'administration (CA) de telle sorte que la richesse des actionnaires soit maximisée. Pour arriver à cette fin, le CA doit créer un contrat optimal entre principal (actionnaires) et agent (CEO). Autrement dit, la rémunération devrait permettre d'aligner les intérêts des dirigeants avec ceux des actionnaires, ce qui passe généralement par des incitatifs monétaires dont le niveau¹³ dépend de la performance de l'entreprise¹⁴. On peut se demander si la rémunération des CEO dépend réellement de la performance de l'entreprise. C'est un sujet qui fait débat, aussi bien dans le monde académique qu'au sein de l'opinion publique. Même si l'opinion publique s'offusque du niveau de rémunération, de l'ampleur des bonus distribués ou de la valeur des stock-options octroyées, cela ne veut pas dire pour autant que la rémunération des dirigeants est inefficace. En effet, certains auteurs avancent que le design de la paye des dirigeants permet de la mettre en relation de manière relativement efficace avec la performance de l'entreprise. Sans admettre que les contrats sont pour autant optimaux, Hall et Liebman avancent que rémunération et performance sont davantage liées que ce qu'ont pu constater Jensen et Murphy (1990a) (ces différences pourraient être dues au fait que les périodes considérées par les auteurs ne sont pas les mêmes: Jensen et Murphy utilisent des données allant de 1969 à 1983, alors que Hall et Liebman se concentrent sur la période allant de 1980 à 1994, i.e. lorsque le l'essor des stock-options avait lieu). En effet, Hall et Liebman trouvent une forte relation entre performance et paye du CEO, menée principalement par les variations de la valeur de son portefeuille d'actions et de stock-options d'actions de l'entreprise. Le salaire de base et les bonus restent relativement stables d'année en année : ces composantes sont relativement peu sensibles aux changements dans la performance de l'entreprise. Par contre, les effets incitatifs des positions sur actions et stock-options sont 53 fois plus importants

¹³ Nous parlons de niveau ici, mais soulignons tout de même qu'il existe généralement un seuil minimal à atteindre (seuil de performance) avant que le niveau d'incitatifs versés n'augmente avec le niveau de performance atteint.

¹⁴ La performance de l'entreprise peut être mesurée selon différents critères (ratios comptables, cours boursiers des actions de l'entreprise...).

que ceux des bonus et du salaire. Cela, entre autres, permet aux auteurs de conclure que les dirigeants ne sont pas payés comme des bureaucrates.

Edmans, Gabaix et Landier (2009) vont plus loin, en construisant un modèle néoclassique qui considère à la fois le niveau et la sensibilité de la rémunération du CEO. En partant de fonctions de production et d'utilité du CEO multiplicatives, ils vont analyser principalement les éléments qui ont un effet multiplicatif sur la valeur de l'entreprise. Ils arrivent aux conclusions¹⁵ que, comme l'ont souligné Jensen et Murphy (1990a), l'incitatif dollar-dollar¹⁶ qui représente en réalité la part de l'entreprise (en actions) que détient le dirigeant, décroît de manière optimale avec la taille de l'entreprise. Cela permet d'expliquer selon Edmans, Gabaix et Landier le niveau relativement faible d'actions détenues par les dirigeants¹⁷. En ce qui a trait aux incitatifs pourcentage-pourcentage¹⁸, ils ne varient pas en fonction de la taille de l'entreprise. Le niveau observé de ces incitatifs est tel qu'il permet d'éviter la destruction de valeur de l'entreprise si les bénéfices engendrés par l'action entreprise par le CEO considérée, sont inférieurs à 0.9 fois la rémunération annuelle de ce dernier. Cela implique que ces bénéfices doivent être très importants, et que par conséquent le risque de destruction de valeur est relativement faible grâce aux incitatifs mis en place. Edmans, Gabaix et Landier en concluent que les incitatifs sont relativement efficaces pour remédier aux problèmes d'agence et que le niveau et la structure de la rémunération actuels ne sont pas incompatibles avec l'approche des contrats optimaux. Ils notent cependant que certains comportements ne peuvent être empêchés par des incitatifs: les avantages discrétionnaires ne peuvent pas être éliminés par de quelconques incitatifs, et que ces derniers ne peuvent être limités que par une surveillance accrue. Par ailleurs, Edmans et Gabaix (2009) montrent que certains éléments de la rémunération souvent considérés incohérents avec la théorie des contrats optimaux tels *l'inside debt* ou les *severance pay* peuvent cependant y être rattachés. Au final, il est donc tout de même possible d'envisager la rémunération des dirigeants comme optimale, que ce soit en termes de niveau ou de structure.

¹⁵ D'autres conclusions intéressantes ressortent de cet article, mais celles évoquées ci-dessus suffisent à illustrer notre point

¹⁶ "hausse de la rémunération du CEO, en dollars, pour une hausse d'un dollar dans la valeur de la firme"

¹⁷ Même si le CEO détient une faible part de l'entreprise (en actions), il sera tout de même suffisamment incité à fournir les efforts requis. Un incitatif « pourcentage-pourcentage » élevé implique un incitatif « dollar-dollar » relativement faible

¹⁸ "hausse de la richesse du dirigeant en dollars pour une hausse d'un point de pourcentage dans la valeur de la firme, divisée par la rémunération totale annuelle de ce dirigeant "

2.1.3 Extraction de rentes et pouvoir managérial

À l'opposé de l'approche des contrats optimaux, la théorie du pouvoir managérial tend à prouver que la rémunération des dirigeants n'est pas optimale. En effet, si le niveau de leur rémunération est aussi élevé, cela n'est pas uniquement lié à leurs compétences et à un appariement optimal entre dirigeants et entreprises, mais aussi, et surtout, à leurs capacités de s'octroyer une partie de la richesse des actionnaires : on parlera alors de pouvoir managérial et d'extraction de rentes.

Commençons par rappeler brièvement ce qu'est le problème d'agence, au centre de l'approche du *managérial power*. Le problème d'agence a été reconnu en premier par Berle et Means (1932), avant d'être théorisé plus précisément par Jensen et Meckling (1976). Il existe ou risque d'apparaître un problème d'agence à partir du moment où il y a séparation entre gestion et propriété. Or, c'est le schéma généralement rencontré dans les entreprises cotées en bourse : les actionnaires sont les propriétaires de l'entreprise (principal ou mandant), et le CEO est engagé par ces derniers pour gérer l'entreprise (l'agent ou le mandataire). Mandant et mandataire n'ont pas les mêmes intérêts, puisque chacun va tenter de maximiser sa propre richesse. Pour le premier, cela signifie maximisation de la valeur de la firme, alors que pour le second, cela passe par la maximisation de sa rémunération totale et un pouvoir accru. Au final, le CEO va essayer de servir ses propres intérêts au lieu de se concentrer sur la maximisation de la valeur de l'entreprise et donc celle des actionnaires. Pour remédier à ce problème, différentes solutions sont envisageables, mais toutes ne sont pas pour autant optimales. Par exemple, les actionnaires ne peuvent pas surveiller constamment les actions du CEO. Il délègue donc cette tâche au conseil d'administration qui lui-même ne pourra pas exercer une surveillance constante, mais qui s'attachera à évaluer du mieux possible les actions du CEO et les projets entrepris. Une autre façon de régler le problème d'agence est d'établir une rémunération appropriée, i.e. qui permet d'aligner les intérêts des actionnaires avec ceux du CEO. C'est en général au CA qu'incombe cette responsabilité. Il doit en effet fixer un niveau, mais aussi une structure de rémunération qui permet de lier la performance de l'entreprise avec les revenus du CEO. C'est notamment pour cette raison que la rémunération de ce dernier est généralement composée d'une partie fixe et d'une partie variable. Lorsque vient le moment de définir le niveau de cette part variable, le CA se fie à différentes mesures comptables et/ou financières afin d'estimer la performance de l'entreprise.

Bebchuk et Fried (2003) affirment que la marge de manœuvre provenant du problème d'agence dont disposent les dirigeants permet à ces derniers de s'octroyer certaines rentes. Selon eux, la théorie des contrats optimaux ne prend pas en compte toutes les frictions ou imperfections que l'on trouve en réalité. En effet, les directeurs du CA tout comme les dirigeants, ne cherchent pas toujours en premier lieu à maximiser la richesse des actionnaires, que ce soit dans l'espoir d'être reconduit ou d'obtenir une bonne réputation afin d'être invité à rejoindre le CA d'une autre compagnie, pour continuer à bénéficier des largesses du CEO (rémunération et avantages divers), ou tout simplement parce qu'ils ne disposent pas de l'information nécessaire pour prendre les bonnes décisions. Core, Holthausen et Larcker (1999) montrent par ailleurs que la composition même du CA a un impact sur la rémunération du CEO. Entre autres, plus les directeurs sont nombreux et occupés par d'autres activités, plus la gouvernance d'entreprise sera faible et plus le CEO pourra obtenir des revenus supplémentaires facilement. Au-delà du CA, le marché pourrait servir de garde-fou; cependant d'après Bebchuk et Fried, il ne serait pas assez puissant pour faire en sorte que la rémunération soit optimale. Ils font ici référence à la menace de prise de contrôle qui est censée discipliner efficacement les CEO. Pour pallier ces manques de la théorie des contrats optimaux, les auteurs développent ce qu'ils appellent « l'approche du pouvoir managérial » (*The Managerial Power Approach*).

D'après cette approche, les dirigeants participeraient à l'élaboration de leur propre paye, ce qui leur permettrait d'extraire des rentes qui ne devraient cependant pas leur revenir, tout du moins pas si la négociation salariale s'était déroulée de manière optimale (i.e. *arm's length bargaining*). Pour ne pas s'attirer les foudres de l'opinion publique, le CEO doit camoufler ces rentes de telle sorte qu'elles deviennent des revenus difficilement observables, sous forme d'avantages discrétionnaires, de plans de retraite rehaussés, de primes de départ ou même de stock-options. Kuhnen et Zwiebel (2008) parlent même de « compensation cachée » (« *hidden compensation* »). Le problème majeur n'est pas selon Bebchuk et Fried, le niveau de rémunération en soi, mais davantage le fait que cette dernière dépend trop peu des performances du dirigeant et de l'entreprise. En effet, les auteurs évoquent certaines pratiques qui rendent les incitatifs inefficaces. Les stock-options ne permettent généralement pas de différencier entre la hausse de prix de l'action associée à une tendance générale du marché ou de l'industrie et celle attribuable aux actions posées, et donc à la performance du CEO. Des alternatives existent (option d'achats dont le prix d'exercice est indexé à l'indice du marché ou de l'industrie), mais elles sont employées de manière très marginale. En outre, les stock-options

octroyées sont souvent des options à la monnaie (*at the money option*), même si des options hors de la monnaie (*out of the money option*) seraient parfois préférables. Un autre problème viendrait de la facilité qu'ont les dirigeants à liquider leurs options et actions qui leur ont été octroyées en tant qu'incitatifs. En plus d'avoir à ce moment-là une rémunération moins corrélée à leur performance, c'est aussi l'occasion pour eux d'obtenir de nouvelles options et actions qui viennent gonfler encore un peu plus leurs revenus. Bebchuk et Fried ne sont pas les seuls à avoir remis en cause le lien entre performance et rémunération. En effet, Jensen et Murphy (1990a, 1990b) montrent que la rémunération dépend trop peu de la performance de l'entreprise (une hausse de 1000 \$ de la richesse des actionnaires entraîne une augmentation de la richesse totale du CEO de 3.25 \$) et en concluent que les CEO sont payés comme des bureaucrates. Si l'on en croit l'approche du pouvoir managériale, étant donnée la performance de l'entreprise, le CEO est souvent trop payé ou tout du moins pas de manière efficace, puisqu'il peut grâce à son pouvoir, extraire des rentes supplémentaires, ce qui réduit la richesse des actionnaires. Évoquons simplement ici le travail de Yermack (2005), qui montre que l'usage d'avantages discrétionnaires réduit le retour moyen des actionnaires (sous-performance de 4% par rapport au marché), avantages qu'arrivent à s'octroyer les CEO grâce à leur pouvoir ou à l'effacement du CA et des propriétaires.

Aussi intéressante que soit cette approche, certains éléments viennent cependant la contredire. Tout d'abord, tout comme le niveau de rémunération, la gouvernance d'entreprise s'est accrue durant les précédentes décennies. Étant donnée cette gouvernance plus prégnante, s'il y a extraction de rentes, le revenu des CEO aurait dû baisser et non augmenter. De manière comparable, Holmström (2005) parle de baisse de pouvoir du CEO liée à une hausse des pressions institutionnelles durant les dernières années. Par ailleurs, ce n'est pas parce que les dirigeants arrivent à obtenir un certain nombre de rentes, que le niveau de rémunération n'est pas le même que ce que l'on trouverait avec sur un marché concurrentiel (Frydman et Jenter, 2010). En outre, Gabaix et Edmans (2009) expliquent que même si l'approche standard des contrats optimaux ne permet pas d'expliquer certains phénomènes ou certaines pratiques, cela ne signifie pas nécessairement qu'ils doivent être interprétés comme des manifestations de l'approche du pouvoir managérial et de l'extraction de rentes. Ils concèdent tout de même que certaines anomalies restent inexpliquées et que même si selon eux la théorie des contrats optimaux est plus pertinente, l'approche du pouvoir managérial garde un pouvoir explicatif non négligeable. Dans un même esprit, Core, Guay et Thomas (2005) affirment que les deux

approches ne sont pas exclusives. Les dirigeants ont certes un certain pouvoir qui leur permet de s'octroyer des rentes, mais les contrats sont construits de telle sorte que les coûts associés à ces extractions de rentes vont être minimisés : ils sont donc optimaux, étant données les circonstances.

2.2 L'impact de la présence syndicale sur l'entreprise

Les syndicats, en tant qu'associations de travailleurs qui cherchent à protéger les droits des employés et à améliorer leurs conditions de travail, ont un impact sur l'entreprise. Ils vont avoir un impact sur son organisation, sur les relations entre les différentes parties et sur la performance de l'entreprise. Ils vont aussi influencer les inégalités salariales : bien souvent, elles diminuent lorsqu'il y a présence de syndicat. Cette influence ne se limite pas au salaire de l'employé lambda. Le revenu des exécutifs de l'entreprise peut se trouver affecté par la présence syndicale dans leur entreprise. Nous étudierons la littérature qui porte sur le sujet, et nous essayerons également d'explicitier les liens qui peuvent exister entre présence syndicale et rémunération du CEO, mais commençons tout d'abord par analyser le processus de syndicalisation aux États-Unis. Une présentation de la législation à laquelle les syndicats sont soumis (particulièrement la création des états *right-to-work*) est disponible en appendice (appendice 1)

2.2.1 Le processus de syndicalisation aux États-Unis (Budd, 2008; Fossum, 2012)

Tout d'abord, notons que le processus de syndicalisation aux États-Unis s'inscrit dans la tradition anglo-saxonne. Il existe donc certaines similitudes entre ce processus et ceux qu'on retrouve par exemple au Royaume-Uni ou au Canada. Une des particularités anglo-saxonnes est notamment d'autoriser le système de *closed shop*.

Aux États-Unis, le processus de syndicalisation a lieu au sein de chaque établissement, et non dans l'entreprise dans son ensemble. Autrement dit, même si les employés d'un établissement (par exemple une usine) décident de se syndiquer, cela ne veut pas dire que les employés des autres établissements de l'entreprise le seront. La première étape, l'initiation,

peut être en théorie lancée par trois différents acteurs : un ou plusieurs employés, un syndicat ou l'employeur lui-même (moins fréquent). Vient ensuite le moment de trouver des soutiens, i.e. les employés doivent appuyer explicitement une potentielle représentation syndicale, ce qui se fait souvent via les cartes d'autorisation¹⁹. Ces cartes permettent de prouver à l'organisateur, l'employeur, et au NLRB que les employés veulent effectivement être représentés par un syndicat; et, le cas échéant, de montrer à l'employeur que plus de 50% des employés souhaitent cette représentation et donc que le syndicat doit être reconnu comme agent négociateur pour les employés.

Étant donné le fait qu'un syndicat ne naît pas systématiquement à cette étape, il est souvent nécessaire d'avoir recours à des élections : les *NLRB elections (certification elections)* qui sont des élections portant sur la certification du syndicat dans un établissement spécifique). Notons que ces dernières n'ont lieu que si au moins 30% des employés ont manifesté leur intérêt pour la création d'un syndicat (via les cartes d'autorisation). L'issue de ce vote permettra de déterminer s'il y a création ou non d'un syndicat. Comme nous l'expliquerons un peu plus tard, nous allons utiliser entre autres les données sur ces élections de certification afin de déterminer s'il y a ou non présence syndicale dans l'établissement concerné. Mentionnons qu'il existe un autre type de *NLRB elections* qui ne sont autres que les élections de décertification (*decertification elections*). Comme leur nom l'indique, l'issue de ce scrutin peut mener à la fin de la représentation syndicale au sein de l'établissement considéré. Par ailleurs, une fois la représentation syndicale instaurée, les conventions collectives en vigueur sont renégociées régulièrement. La base de données BNA LaborPlus explique qu'elles sont renégociées environ tous les trois ans, et que lorsqu'arrive le moment du renouvellement, syndicat comme employeur doivent déposer un avis auprès du *Federal Mediation & Conciliation Service*. Comme nous le verrons plus tard, notre base de données relative aux syndicats est principalement construite à partir de ces avis.

¹⁹ *Authorization cards*, cartes qui attestent de la volonté d'un employé d'avoir une présence syndicale dans l'établissement où il travaille

2.2.2 Les syndicats et l'entreprise

Un des ouvrages, pour ne pas dire l'ouvrage, incontournables qui s'attaque au sujet des syndicats est *What Do Unions Do ?*, de Freeman et Medoff (1984). Dans ce livre, les auteurs s'attachent à décrire le rôle et l'impact des syndicats aussi bien dans la société que dans l'entreprise. En effet, les syndicats sont plus que des associations de travailleurs, dans la mesure où leur influence ne se limite pas à la firme.

Dans le monde même de l'entreprise, les syndicats ne peuvent pas être représentés de manière univoque. Freeman et Medoff les décrivent comme des entités à deux visages : pouvoir monopolistique (*monopoly face*), et expression collective/réponse institutionnelle (*collective voice face*). Le premier est lié au pouvoir monopolistique qu'ont les syndicats sur les salaires. En effet, les salaires exigés, trop élevés, ne sont plus concurrentiels ce qui entraîne une substitution du capital au travail. De ce point de vue, les syndicats ont un impact négatif sur la productivité et l'allocation des ressources, et sont même néfastes socialement parlant. À l'opposé, les syndicats peuvent être présentés sous un tout autre aspect, celui de l'expression collective. Ici, les syndicats ont un impact positif sur la productivité, puisqu'ils favorisent la réduction du taux de roulement des employés et l'entraide, et incitent la firme à engager des personnes plus qualifiées, au travers des hausses de salaire plus importantes (Hirsch, 2004). Ils ont aussi une connaissance plus fine des préférences des travailleurs, ce qui peut permettre à l'entreprise de gérer son personnel de manière plus efficace. Notons que cet impact positif sur la productivité est notable si les rapports sociaux au sein de l'entreprise sont relativement bons, et si le secteur est suffisamment concurrentiel. De ce point de vue ci, i.e. de l'expression collective, les syndicats ont une influence positive à la fois sur l'entreprise et, mais aussi sur la société dans son ensemble. Les syndicats présentent donc un certain caractère ambivalent. Cependant, les deux auteurs soutiennent que l'existence d'un mouvement syndical est importante et doit perdurer.

Divers auteurs ont répondu aux écrits de Freeman et Medoff et nombre d'entre eux ont pris de la distance avec la complaisance à l'égard des syndicats des deux hommes. Notamment leurs conclusions ne soutiennent pas celles de ces derniers. En effet, tandis que Freeman et Medoff trouvent un impact positif des syndicats sur la productivité des entreprises (sous certaines conditions), d'autres montrent que cet impact est relativement faible, pour ne pas dire négligeable. Bien que la question de la productivité soit intéressante, ce n'est pas ou plus, le

nerf de la guerre : la performance de l'entreprise l'est. La présence syndicale résulte généralement en une baisse de la profitabilité ainsi que de la valeur boursière de l'entreprise (Clark, 1984; Freeman et Medoff, 1984; Ruback et Zimmerman, 1984; Abowd, 1984; Addison et Hirsch, 1989; Hirsch, 1991a; Hirsch, 1991b). Cette baisse peut être la conséquence de divers éléments comme un coût de main-d'œuvre plus élevé, des syndicats qui cherchent à extraire des rentes, des allocations de ressources sous-optimales, ou encore une baisse de la flexibilité de l'entreprise. Chen, Kacperczyk, et Ortiz-Molina (2011) montrent en effet que les syndicats réduisent la flexibilité opérationnelle de l'entreprise, ce qui accroît le risque systématique a supporté par la firme. Cela est attribuable à des salaires peu flexibles et à des restructurations plus difficiles. Cette flexibilité réduite se traduit au final par un coût des fonds propres de la firme plus élevé. Donc, les récentes études suggèrent que l'effet positif que pourraient avoir les syndicats sur la productivité est négligeable, et que leur présence se solde par une performance de l'entreprise plus faible.

Par ailleurs, les syndicats peuvent aussi avoir un impact indirect (et dans une certaine mesure inattendu) sur les décisions prises par les actionnaires. Prevost, Rao et Williams analysent l'effet qu'ont les propositions des actionnaires supportées par un syndicat, sur la gouvernance d'entreprise, les rendements de l'entreprise et la richesse des actionnaires. Ils montrent que ce soutien se traduit par, si l'entreprise concernée est syndiquée et si la proposition est votée à la majorité, un plus grand nombre de directeurs extérieurs, un rendement supérieur, une baisse des incitatifs boursiers (actions) dans la rémunération, et un accroissement significatif de la richesse des actionnaires. Donc d'après cette étude, le soutien des syndicats ne serait pas accordé en vue de maximiser les intérêts des travailleurs. Ce n'est pas la conclusion à laquelle arrive Agrawal (2012). Ce dernier s'intéresse aux fonds de pension des syndicats (plus particulièrement ceux affiliés à l'AFL-CIO) qui investissent dans diverses entreprises, entre 2003 et 2006. En 2005, l'AFL-CIO a connu une scission, donnant naissance à un nouveau regroupement syndical : CTW. Il arrive que les employés des entreprises dans lesquelles le fonds de pension investit soient syndiqués et plus exactement que ce syndicat soit le même que celui auquel le fonds de pension est affilié. En fonction de s'il y a présence syndicale (même regroupement syndical) ou non, ces fonds de pension n'adopteront pas exactement le même comportement, ce qui se reflètera notamment à travers leur vote et la pression exercée sur les autres actionnaires lors de l'élection des directeurs. Agrawal montre en

effet que si les employés d'une entreprise ne sont plus syndiqués avec l'AFL-CIO²⁰, alors le fonds de pension affilié à ce regroupement syndical s'opposera de manière moins virulente aux directeurs. Par ailleurs, il montre également que s'il y a eu des conflits notables entre l'exécutif et les employés, il devient plus probable que le fonds de pension vote contre les directeurs. Ces éléments tendent à montrer que ce sont les intérêts de travailleurs qui sont privilégiés par les fonds de pension des syndicats.

Ces différents points pourraient expliquer l'opposition des dirigeants à la présence de syndicat dans leur entreprise; opposition qui peut se présenter sous différentes formes, que ce soit avant, pendant ou après l'élection. Même si tous les auteurs ne s'accordent pas sur l'ampleur de l'impact de cette opposition, l'impact est tout de même reconnu. Dans leur ouvrage de 1984, Freeman et Medoff, après avoir établi que les études passées reconnaissent à l'unanimité que l'opposition de la direction à la syndicalisation est un déterminant majeur du résultat des NLRB élections, essaient de mesurer l'impact de cette opposition. Ils arrivent à la conclusion qu'elle est responsable pour plus d'un quart du déclin dans les succès électoraux des syndicats, et ce, en se basant principalement sur les infractions au code du travail commises par les employeurs²¹ entre 1950 et 1978. En se basant sur les décennies subséquentes, Flanagan (2007) admet que l'opposition des dirigeants peut avoir un impact sur le taux de syndicalisation, mais souligne le fait qu'aucune étude n'a permis de mesurer son influence réelle, ce qui est notamment dû au fait que cette opposition se manifeste de différentes manières. Cependant, il reconnaît que différentes mesures de l'opposition managériale tendent vers une même conclusion : il y a eu accroissement de l'opposition managériale entre la fin des années 1970 et le milieu des années 1980. Il conclut tout de même que ces mesures ne permettent pas de dire que la baisse du taux de syndicalisation durant les décennies suivantes soit liée à une *hausse*²² de cette opposition. Freeman (2005) quant à lui conteste le constat fait par Flanagan pour qui le recul du taux de syndicalisation serait principalement causé par une défection des employés, ne voyant plus l'attrait de se syndiquer, et pour qui l'opposition managériale a un impact d'ampleur moindre que ce qu'ont pu avancer Freeman et Medoff (1984). Selon Freeman (2005), l'opposition managériale n'a pas besoin de croître pour dissuader des employés de se syndiquer.

²⁰ Employés de l'entreprise syndiqués avec CTW notamment

²¹ Unfair Labor Practice

²² « *Increase* » : en italique dans le texte original

En effet, une fois que le seuil optimal est atteint²³, il devient inutile pour la direction d'accroître son opposition. Ce seuil aurait été atteint durant les années 1980, ce qui expliquerait pourquoi l'opposition managériale a cessé d'augmenter à partir de cette date-là. Avec ces voix discordantes, il est difficile de savoir quel est l'impact réel qu'a l'opposition managériale sur le taux de syndicalisation. Il n'en demeure pas moins que cette opposition existe, qu'elle a crû entre la fin des années 1970 et le milieu des années 1980, mais que cette croissance ne s'est pas retrouvée au cours des décennies suivantes. Les différents auteurs s'accordent à dire que l'opposition des dirigeants à la présence syndicale reste à prendre en compte, mais leurs conclusions divergent lorsqu'il s'agit de mesurer et chiffrer son impact.

Les syndicats semblent donc avoir un impact relativement négatif sur l'entreprise : l'accroissement de la productivité est faible, si ce n'est négligeable, leur présence est associée à une performance plus faible et ils peuvent influencer les décisions des actionnaires, décisions sur lesquelles ils ne sont pas censés prendre part, et ce parfois afin de protéger les intérêts des employés et non ceux de l'entreprise. Cependant, il faut souligner que les syndicats permettent de réduire les inégalités de salaires. Même si Johnson (1975) avance que les syndicats amplifient les inégalités salariales, les études subséquentes semblent toutes ou presque montrer le contraire. Un des premiers ouvrages à prendre le contre-pied de l'étude de Johnson est celui de Freeman et Medoff (1984). Ces derniers notent que les syndicats affectent les inégalités de salaire de trois façons : premièrement, ils réduisent les inégalités entre travailleurs syndiqués, deuxièmement les inégalités entre cols blancs et cols bleus sont amoindries; troisièmement, le pouvoir monopolistique des syndicats accroît les inégalités. Cependant, cette hausse est relativement faible, de telle sorte l'addition de ces différents effets indique une baisse des inégalités de salaire de 3% environ. D'autres auteurs se sont penchés sur le sujet par la suite, ce que Card, Lemieux et Riddell (2004) appellent « la deuxième génération d'études ». La première génération d'études, qui inclut les écrits de Freeman et Medoff, omet certaines caractéristiques qui pourtant peuvent s'avérer cruciales. Par exemple, ces études s'intéressent quasi exclusivement aux hommes du secteur privé. La seconde génération tente d'affiner la recherche. Notamment, Card, Lemieux et Riddell (2004) montrent que la présence syndicale réduit les inégalités de salaire chez les hommes, mais pas chez les femmes, et ce entre le début des années 1970 et 2001, au Canada, au Royaume-Uni et aux États-Unis. Les auteurs évoquent

²³ Gain marginal = coût marginal

d'autres articles qui corroborent leurs résultats. En outre, DiNardo, Hallock et Pischke mentionnent que 30 % de l'accroissement récent des inégalités de salaire est attribuable à la baisse du taux de syndicalisation. Donc, de manière générale, les syndicats tendent à réduire les inégalités de salaires, même si cela est surtout vrai pour les hommes du secteur privé. On peut se demander si cette baisse des inégalités est valable pour l'entière distribution des salaires, et notamment si les salaires des dirigeants sont également affectés par cette baisse des inégalités²⁴.

2.2.3 *Syndicats et rémunération des dirigeants*

Les syndicats peuvent avoir un impact sur la productivité, la performance de l'entreprise, mais aussi sur différentes autres décisions, comme l'assignation des directeurs. Ce sont aussi des associations puissantes qui peuvent avoir de l'influence sur l'opinion publique. De plus, leur présence se traduit généralement par une baisse des inégalités de salaire. Ces éléments portent à penser que les syndicats peuvent avoir un impact direct ou indirect sur le niveau et la structure de la rémunération du CEO.

Il n'est pas rare de voir la direction d'une entreprise s'opposer à la syndicalisation de ces employés. Cela peut-être par crainte de voir la performance baissée par exemple, mais cette décision peut également être motivée par des intérêts personnels, i.e. si la présence syndicale risque de réduire sa rémunération. Gomez et Tzioumis (2007) notent que la présence de syndicat dans l'entreprise a effectivement tendance à réduire la rémunération du CEO, et ce de manière à la fois directe et indirecte. L'impact direct est lié aux pressions que peuvent exercer les syndicats sur l'ensemble de la firme. En effet, les syndicats revendiquent généralement une plus grande égalité au sein de l'entreprise et peuvent se retrouver en position de régulateur implicite (Jensen et Murphy, 1990), comme le soulignent les auteurs. L'entreprise va donc d'elle-même réduire la rémunération de ses dirigeants et particulièrement celle du CEO. L'impact indirect dépend quant à lui de l'influence qu'ont les syndicats sur la performance de l'entreprise. Comme nous l'avons vu plus haut, ces derniers ont tendance à nuire à la profitabilité et la valeur boursière de l'entreprise, ce qui risque de se répercuter sur la partie variable de la rémunération

²⁴ S'il y a réduction des inégalités de salaire entre CEO et employés, on peut se demander si cela est dû à une hausse des salaires des employés, à une baisse du salaire du CEO ou un effet combiné des deux.

des dirigeants : une piètre performance vient réduire le cours de l'action et donc la valeur des *restricted stocks* et celle des stock-options des dirigeants. La valeur de la partie variable sera donc plus faible, ce qui mène à se demander si les incitatifs seront pour autant toujours aussi efficaces. Au final, on peut s'attendre à ce que, ceteris paribus, la rémunération totale du CEO soit plus faible. C'est ce que trouvent Gomez et Tzioumis, en se basant sur un échantillon d'entreprises américaines sur la période allant de 1992 à 2001. Leur échantillon final est constitué de firmes syndiquées chacune associée à sa semblable, non syndiquée (*matched pairs sample*). Ils utilisent les données du BNA (*Bureau of National Affairs*), présentées dans la base de données BNA LaborPlus que nous présentons plus en détail plus tard²⁵. Plus précisément, en ce qui a trait aux résultats de leur étude, Gomez et Tzioumis trouvent que la présence syndicale a un impact négatif sur la valeur des stock-options octroyées (effets direct et indirect), mais aussi que le salaire de base sera moins important (effet direct). Ils arrivent aux mêmes conclusions lorsqu'ils considèrent la variable syndicale comme endogène. Cela aboutit à une rémunération totale plus faible. DiNardo, Hallock et Pischke (1997, 2000) et Bannings et Chiles (2007), arrivent à des conclusions similaires. L'étude de Gomez et Tzioumis montre également que, contrairement à ce qu'on pourrait croire, les incitatifs reçus par les dirigeants restent relativement efficaces et que la présence syndicale est associée avec une distribution de la rémunération des dirigeants (CEO et autres membres de la direction ici) intra et inter firmes moins dispersée.

Bannings et Chiles (2007) créent leur échantillon en choisissant de manière aléatoire 250 firmes du Fortune 500, dans l'espoir de récolter l'intégralité des informations nécessaires sur au moins 150 d'entre elles. Ils finissent avec 170 entreprises. Les données associées à la syndicalisation et à la rémunération des dirigeants proviennent des documents publiés par la SEC en 1997. Cependant, comme le soulignent Gomez et Tzioumis (2007), l'utilisation de *SEC filings* n'est pas des plus fiables dans la mesure où les entreprises ne sont pas contraintes de spécifier si leurs employés sont syndiqués ou non. Ces deux auteurs leur critiquent également le cadre d'analyse utilisé dans cette étude, qui ne leur semble pas approprié. Les résultats sont donc à prendre avec une certaine réserve. Bannings et Chiles trouvent cependant qu'en moyenne les CEO d'entreprise syndiquée gagnent 19% de moins que ceux d'entreprise non syndiquée.

²⁵ Nous utilisons également la base de données BNA LaborPlus

DiNardo, Hallock et Pischke (2000) évoquent la difficulté à obtenir des données au niveau individuel, i.e. entreprise par entreprise. Ils ont donc décidé d'utiliser les données de Bronars, Deere, et Tracy, dont les données couvrent les périodes suivantes : 1971-1974, 1975-1978, et 1979-1982, ainsi que celles de Hirsch (1991b) qui a récolté des données sur les taux de syndicalisation d'entreprises nord-américaines en 1977 et 1987. Cela leur permet de comparer les résultats trouvés avec chacun des échantillons. En ce qui concerne les données relatives à la rémunération du CEO, les auteurs ne disposent que de certaines composantes : salaire, bonus et autre rémunération. En effet, Forbes Magazine, dont les données sont issues, ne présente pas la valeur des actions et des options reportées par la compagnie, mais seulement la valeur des options exercées. Ils trouvent que si le taux de syndicalisation augmente de 10 %, alors le salaire du CEO diminuera de 2 %. Cependant, lorsqu'ils contrôlent pour les effets de l'industrie et de l'entreprise, ils trouvent des résultats qu'ils qualifient de « curieux » : la relation entre taux de syndicalisation et rémunération du CEO devient positive; une hausse du taux de syndicalisation de 10% entraînerait une hausse de la rémunération de 2.6%.

Même si elle ne s'intéresse pas aux entreprises américaines, l'étude menée par Agarwal et Singh et ses conclusions sont intéressantes, pour ne pas dire surprenantes. Les auteurs étudient la relation entre présence syndicale et rémunération des dirigeants, pour quatre-vingts entreprises minières et manufacturières listées sur le TSX (*Toronto Stock Exchange*) en 1996. Ils trouvent que le salaire des dirigeants est positivement corrélé à la présence de syndicats dans l'entreprise, et ce, même en contrôlant pour la taille et la performance de l'entreprise. Cette relation ne tient pas pour les autres composantes de la rémunération. Selon eux, cela peut être expliqué soit par le fait que la présence syndicale augmente les salaires pour tous, même pour le CEO, soit par l'accroissement de contraintes et responsabilités qu'entraîne un syndicat, d'où un salaire plus élevé. Ils mentionnent également que les plaintes contre les salaires jugés trop élevés représentent un phénomène peut-être trop récent pour s'être répercuté sur le niveau de rémunération des dirigeants des entreprises considérées. Aussi intéressant que cet article puisse être, il se base sur un petit nombre d'entreprises dans un secteur bien particulier, au Canada. Il est donc possible que ces résultats ne soient pas généralisables.

Même s'il ne fait pas référence aux syndicats, l'article de Kuhn et Niessen (2012) peut tout de même être relié à notre sujet. En effet, leur article analyse l'impact de l'opinion publique sur la rémunération des dirigeants aux États-Unis entre 1992 et 2008. Elles utilisent

comme mesure de l'opinion publique la couverture médiatique à laquelle ont été soumises les entreprises de leur échantillon. À l'aide d'un logiciel linguistique, elles analysent le contenu des articles portant sur la rémunération des dirigeants, publiés dans la presse américaine entre 1990 et 2010. Cela leur permet de construire un indice mesurant l'hostilité de l'opinion publique à l'égard de la rémunération des dirigeants durant cette période. Elles arrivent à la conclusion que les entreprises qui font face à une mauvaise presse vont avoir tendance à éviter toute forme de rémunération trop contestée, sans que pour autant la rémunération totale ne change. Entre 1992 et 2008, les auteurs trouvent que les entreprises qui ont été au centre d'un nombre relativement important d'articles « négatifs » ont réduit les options octroyées, composante très critiquée, au profit de formes de rémunération moins sujettes à polémique. Dans la mesure où les syndicats peuvent influencer l'opinion publique et que l'opinion publique influence les syndicats, nous pensons que la présence syndicale peut avoir un effet similaire sur la rémunération du CEO que l'opinion publique. Les syndicats font partie de l'entreprise et ont donc accès à un certain nombre d'informations relatives à l'entreprise et à la rémunération du dirigeant. Le syndicat peut servir d'intermédiaire et transmettre ces informations au public, ce qui pourra changer l'opinion publique. Pour éviter cela, l'entreprise peut s'autoréguler lorsqu'il y a présence syndicale, notamment en limitant la proportion des formes de rémunération les plus contestées et en privilégiant d'autres (options versus salaire fixe ou actions).

3 Hypothèses

Comme l'ont souligné Gomez et Tzioumis (2007), la présence syndicale peut avoir un impact direct, mais également un impact indirect sur la rémunération du CEO. L'impact direct est lié à la pression sur l'entreprise que peuvent exercer les syndicats. En effet, les syndicats vont généralement œuvrer pour une plus grande compression salariale. Nous savons qu'ils tendent à réduire les inégalités de salaires au sein de l'entreprise dans laquelle ils se trouvent²⁶, et donc au final à compresser la distribution desdits salaires. Ainsi, les syndicats peuvent avoir un impact négatif sur la rémunération du CEO. Sans oublier qu'une rémunération relativement élevée peut être perçue par les syndicats comme un signal de bonne santé financière, ce qui pourrait les inciter à demander une hausse de salaire pour l'ensemble des employés (Gomez et Tzioumis, 2007). L'entreprise a donc intérêt à garder la rémunération de ses dirigeants à un niveau jugé raisonnable, et tout du moins de ne pas l'augmenter de trop, trop rapidement si elle ne veut pas qu'une telle hausse soit exigée pour l'ensemble des salaires. Cela laisse à croire que la présence syndicale aura un impact négatif sur la rémunération totale du CEO.

Cette pression syndicale peut s'exercer directement lors des négociations de convention collective, mais également de manière plus diffuse. Mentionnons à nouveau ici l'article de Kuhnen et Niessen (2012), dans lequel les auteurs montrent que l'opinion publique peut avoir un impact sur la rémunération du CEO, et en particulier sur la valeur des options octroyées. Nous avons explicité un peu plus haut le lien pouvant exister entre syndicat et opinion publique, l'élément à retenir étant que le premier peut influencer la seconde.

Entreprises et dirigeants sont soucieux de leur réputation et vont donc chercher à ne pas avoir mauvaise figure dans la presse. Il est vrai que la société américaine n'est pas opposée aux inégalités de salaire (Murphy, 2012), il n'en demeure pas moins qu'elle peut être sensible à la manière dont les dirigeants sont rémunérés : comme le soulignent Kuhnen et Niessen, ce n'est pas nécessairement le niveau, mais la structure de la rémunération qui va être affectée. Par exemple, après les scandales comptables du début des années 2000, les prêts consentis par les entreprises à ses dirigeants ont été interdits. Ou encore, à la suite de la crise financière de 2008,

²⁶ Soulignons que les syndicats peuvent également avoir un impact sur les salaires dans des entreprises qui n'ont pourtant pas d'établissement syndiqué.

certains hauts dirigeants ont pu être, au moins partiellement, tenus comme responsables, de la crise financière par une prise de risque jugée excessive et inconsidérée. Étant donné que les stock-options peuvent être utilisées pour donner des incitations à la prise de risque, cette composante est sans doute soumise davantage que d'autres à l'influence de la présence syndicale et de l'opinion publique. Comme le soulignent d'ailleurs Kuhnen et Niessen, après avoir fait mauvaise figure dans la presse, une entreprise va avoir tendance à diminuer la valeur des options d'achat octroyées, quitte à augmenter la valeur d'une des autres composantes de la rémunération. Cela pourrait être en accord avec la théorie des contrats optimaux: le niveau de rémunération reste le même, optimal et dépendant principalement des talents des CEO et de la taille des firmes spécifique et représentative, cependant la structure change. Il est possible que ce soit notamment la composante « salaire » qui bénéficie de ce changement, ce qui pourrait expliquer les résultats « curieux » de DiNardo, Hallock et Pischke (1997). À la lumière de ces différents éléments, nous pensons que la présence syndicale aura un impact négatif sur la valeur des stock-options, et potentiellement un impact positif sur les actions. Un doute persiste quant à savoir si cet impact négatif sera ou non compensé par la hausse de la valeur d'une autre composante.

Rappelons ici qu'au cours de la décennie 2000-2010, de nouvelles normes comptables relatives aux options ont été mises en place. Ces nouvelles normes, plus contraignantes, ont amplifié le déclin des stock-options. Nous pouvons donc nous demander si l'impact négatif des syndicats sur la valeur des options d'achat sera le même ou non après la mise en place de ces nouvelles règles. Nous pensons que la mise en place de ces nouvelles normes va diminuer l'impact négatif que peut avoir la présence syndicale sur les options d'achats, étant qu'elles-mêmes vont déjà réduire la valeur et la part que représentent ces dernières.

Nous pensons que la présence syndicale devrait avoir un impact positif sur la composante « autre rémunération ». Cette part de la rémunération est sans doute l'une de celle sur laquelle les dirigeants peuvent influencer le plus, en fonction bien sûr du niveau de surveillance auquel ils sont soumis. Cependant, à niveau de surveillance égal, nous pensons que le CEO qui se trouve dans une entreprise avec syndicat aura une « rémunération autre » plus élevée. En effet, la présence syndicale représente une contrainte additionnelle pour le CEO. Dans un premier temps, le syndicat peut avoir un impact négatif sur la valeur des autres composantes, incitant ainsi le CEO à compenser cette baisse par une hausse de cette compensation. Dans un

second temps, même si les syndicats n'influent pas sur le niveau des autres composantes, le CEO peut juger que la contrainte supplémentaire que représente la présence syndicale devrait être compensée par un surplus de rémunération, surplus qui pourrait se retrouver au sein de cette « autre rémunération ». Par ailleurs, si on considère les syndicats comme un organe de contrôle additionnel, i.e. en plus du Conseil d'administration, il est d'autant plus possible que ce surplus de rémunération soit lié à cette composante. En effet, ne pouvant obtenir au grand jour une paye plus élevée, le CEO tentera sans doute de l'avoir via ce que Kuhnenn et Zwiebel (2008) appellent compensation cachée (« *hidden compensation* »). Nous pensons donc que ceteris paribus, la présence syndicale va accroître la valeur de la composante « autre compensation ».

La présence syndicale peut également avoir un impact sur la rémunération du CEO de manière indirecte. En effet, les syndicats vont avoir un impact sur l'entreprise dans son ensemble, et notamment sur le prix des actions. Étant donné qu'une part non négligeable de la rémunération du CEO dépend du prix de l'action de l'entreprise, cet impact indirect peut s'avérer important. Comme nous l'avons mentionné ci-dessus, la présence syndicale entraîne souvent une profitabilité, mais aussi une valeur boursière de l'entreprise plus faibles (Clark, 1984; Freeman et Medoff, 1984; Ruback et Zimmerman, 1984; Abowd, 1984; Addison et Hirsch, 1989; Hirsch, 1991a; Hirsch, 1991b). Cette baisse de la valeur boursière se répercutera aussi bien sur la valeur des actions possédées par et octroyées au CEO. En ce qui concerne les stock-options, le résultat est le même : ceteris paribus, la valeur des options octroyées sera plus faible, étant donné une volatilité des actions plus faibles et un taux de dividendes plus élevé (Gomez et Tzioumis, 2007). En effet, les syndicats représentent une contrainte additionnelle à laquelle doit faire face l'entreprise qui va mobiliser un certain nombre de ressources pour limiter l'influence des syndicats. Au final, cela réduirait la volatilité du prix des actions, ce qui devra être compensé par un taux de dividendes plus élevé afin d'informer les investisseurs quant à la bonne performance attendue. Tout comme Gomez et Tzioumis, nous trouvons que la volatilité du prix de l'action est inférieure pour les entreprises qui ont au moins un établissement syndiqué, tandis que leur taux de dividendes est légèrement plus élevé, d'où ceteris paribus²⁷ une valeur d'options plus faible.

²⁷ Une option avec les mêmes caractéristiques mais avec une volatilité et un taux de dividendes comparables à ceux que l'on trouve dans des entreprises qui n'ont aucun établissement syndiqué.

En ce qui concerne les variables de contrôle, nous pouvons nous attendre à ce que le fait que le CEO soit le chairman ou simplement siège au conseil d'administration ait un impact positif sur sa rémunération (Core, Holthausen et Larcker, 1999). En effet, cela donne au CEO une plus grande influence sur sa rémunération. Dans le même état d'esprit, une proportion de directeurs indépendants plus faible devrait permettre au CEO de percevoir une rémunération plus élevée dans la mesure où le pouvoir qu'il a sur le CA et ses directeurs a plus de chance d'être important (extraction de rentes et pouvoir managérial). Par ailleurs, la taille de la firme devrait avoir un impact positif sur la rémunération du CEO (Gabaix et Landier, 2008), tout comme le rendement des actifs de l'entreprise (ROA). À l'opposé, la proportion d'actions de l'entreprise détenues par le CEO devrait être associée à un coefficient négatif (Core, Holthausen et Larcker, 1999). La tenure du CEO devrait quant à elle avoir un impact positif sur certaines composantes comme le salaire fixe ou « autre rémunération », mais pourrait avoir un impact négatif sur la valeur des actions et des options octroyées étant donné que cette forme de rémunération peut être liée à un risque plus grand (incertitude autour de la valeur finale des actions et options accordées).

4 Données

Nous présentons ici les données utilisées : celles sur la rémunération des CEO et celles liées à la présence de syndicat. Nous expliquons aussi comment nous avons construit notre base de données, en combinant celles que nous avons au départ. Nous mentionnons aussi les principales variables que nous avons retenues.

4.1 Rémunération des dirigeants

Les données sur la rémunération des dirigeants proviennent de la base de données Execucomp (*Executive Compensation database*) de Standard & Poors. Nous nous sommes basés sur la période 2000-2010, et avons récolté les données uniquement pour le CEO, puisque c'est ici le sujet de notre étude. Nous avons identifié 2626 firmes différentes, et 20 047 observations (années-firmes). Nous avons dû abandonner un certain nombre d'observations, soit parce qu'elles concernées des entreprises non états-uniennes, soit parce que certaines informations nécessaires à notre analyse manquaient (rémunération totale, salaire, bonus, stock-options, et actions).

Étant donné que pour un nombre relativement important d'entreprises l'État où se situe le siège social de la compagnie manquait, nous avons dû les chercher et les rentrer manuellement. En effet, cette donnée nous sera utile par la suite, en particulier pour savoir si le siège social se trouve dans un état où la législation est plus ou moins favorable à la syndicalisation (*rust belt* ou *right-to-work state*).

Nous avons utilisé la base de données BoardEx afin de trouver les informations sur la composition des conseils d'administration. Nous avons supprimé dans un premier temps toutes les entreprises non américaines et non cotées en bourse, puisque la base de données Execucomp est composée exclusivement d'entreprises cotées en bourse. Nous avons fait en sorte de n'avoir que les individus présents sur la CA, entre 2000 et 2010. Ensuite, nous nous sommes assurés que tout individu cité deux fois n'apparaisse cependant qu'une seule fois dans le calcul de la proportion de directeurs indépendants sur le CA. Nous avons pu repérer les directeurs indépendants grâce à la variable « Role », qui comme son nom l'indique permet

d'identifier le rôle de chaque personne présente sur le CA²⁸. Cette base de données nous a aussi permis de récolter des informations additionnelles liées au CEO, à savoir s'il est présent ou non sur le CA et s'il est ou non président du CA. Nous avons simplement créé ici des variables binaires : 1 si « vrai » (présent sur le CA dans le premier cas et président du CA dans le second), sinon 0. Encore une fois, nous avons perdu un certain nombre d'observations (plus précisément 316 entreprises) en fusionnant cette base de données avec notre base de données principale.

4.2 Entreprises

Les données spécifiques des entreprises proviennent de la base de données Compustat. Nous sommes partis de l'échantillon obtenu avec ExecuComp. Une fois les ajustements nécessaires faits dans notre base de données de départ (i.e. supprimer de notre échantillon un certain nombre d'entreprises), nous avons pu fusionner les données provenant de Compustat avec celles issues d'ExecuComp. Certaines observations ont à nouveau été perdues lorsque les variables importantes à notre étude manquaient (rendement des actionnaires, fonds propres, dettes long terme et court terme, bénéfice net et actifs).

Afin de contrôler pour les effets de l'industrie, nous avons utilisé la classification SIC²⁹ à deux chiffres qui permet de répartir les firmes dans huit principaux secteurs. Cependant, nous n'allons pas considérer ni le secteur agricole ni le secteur public. Tout d'abord, notre base de données est composée exclusivement d'entreprises privées. Ensuite, le secteur privé est en général partagé entre secteur privé agricole et non-agricole, et que bien souvent le secteur agricole (primaire) est omis. Nous perdons 61 observations lorsqu'on considère uniquement les entreprises privées, non agricoles. Au final, les entreprises de notre base de données seront séparées entre les six différentes grandes industries restantes (cf. Appendice 4, tableau A). Précisons ici que nous avons abandonné les 42 observations qui sont des établissements non classifiables, donc le code SIC à deux chiffres est 99. Ce sont en général des entreprises avec plus d'une ligne principale d'activité, notamment de grands conglomérats. Nous avons décidé de ne pas garder ces observations.

²⁸ Les directeurs indépendants sont généralement identifiés grâce à l'intitulé *Independent Director*.

²⁹ *Standard Industrial Classification* qui permet de classer les industries au travers d'un code à quatre chiffres. Bien que ce système datant de 1937 devrait être supplanté par les NAICS, *North American Industry Classification System*, de 1997. Cependant, un certain nombre d'agences dont la SEC utilisent encore les codes SIC.

Nous avons également utilisé la base de données de Compustat pour récolter des données sur le cours de l'action des entreprises ainsi que des données sur les dividendes versés. Comme nous le verrons un peu plus bas, ces données nous ont permis d'estimer la volatilité du cours de l'action, le taux de dividendes et au final le prix des stock-options calculé avec la méthode Black-Scholes.

4.3 Syndicats

Nous nous avons utilisé les bases de données de BNA Labor Plus, notamment celles qui recensent les *contract listings* et les NLRB (*National Labor Relation Board*) Elections. Lors du renouvellement d'une convention collective, syndicats et employeurs doivent contacter Federal Mediation and Conciliation Service. Ainsi, il est possible de collecter des informations sur les établissements syndiqués et l'employeur, en plus de la date d'expiration de la convention en question. Chaque contrat dure généralement trois ans. Les données collectées par le NLRB, aussi bien au niveau régional qu'au niveau du siège social des entreprises concernées, offrent la possibilité de suivre avec précision les changements liés à des pétitions ou des élections. Ces deux bases de données permettent de déterminer s'il y a présence syndicale ou non dans une entreprise donnée³⁰, et d'obtenir le cas échéant certaines informations additionnelles sur le syndicat et l'employeur³¹.

Nous avons utilisé un logiciel de d'appariement et de tri de données³² afin d'appareiller les données de *contract listings* avec celle d'Execucomp. Le logiciel ne permettant de faire un tri de données que de manière semi-automatique, nous avons donc dû procéder à un tri de données manuelles pour vérifier³³ et compléter leurs appariements. Nous avons procédé de la même manière afin de trier et d'appareiller les données fournies par la base de données des *NLRB elections*. Certaines données ont également dû être complétées ou confirmées avec les *SEC filings*, et tout particulièrement les *Form 10-K* qui peuvent contenir des informations sur la présence ou non d'un ou plusieurs syndicats dans l'entreprise. Les *SEC filings* n'ont été utilisés

³⁰ La base de données sur les *contract listings* est réellement notre point de départ pour la construction de notre base de données et plus précisément de la variable binaire qui nous permet de définir s'il y a ou non présence syndicale.

³¹ Ces informations présentées dans ces bases de données ne nous seront que peu utiles (adresse du syndicat, nom du représentant syndical...)

³² DataMatchTool

³³ Pour un certain nombre de données seulement. Il y avait des « *perfect match* » qui n'exigeaient aucune vérification additionnelle.

que comme source complémentaire d'information et non comme une base dans la construction de notre base de données³⁴. Nous n'avons procédé à des vérifications que lorsqu'un conflit apparaissait entre les bases de données utilisées³⁵ ou lorsque des données pouvaient s'avérer manquantes³⁶.

Sur la période allant de 2000 à 2010, 202 878 établissements sont recensés dans la base de données des *contract listings*, c'est-à-dire que 202 878 établissements et employeurs ont contacté le Federal Mediation and Conciliation Service lors du renouvellement de leur convention collective. En ce qui concerne les *NLRB elections*, « seuls » 12 920 établissements ont pu être certifiés (i.e. le syndicat est sorti vainqueur des élections). Cela explique que nous nous basons principalement sur les données issues de la base de données *contract listing*. En effet, le nombre bien plus important de données offre sans surprise un nombre d'appariements avec la base de données Execucomp lui aussi plus conséquent. Par ailleurs, certaines données issues de la base de données *NLRB election* semblaient poser problème, dans la mesure où la présence syndicale n'était recensée à aucun autre endroit. C'est en particulier pour ces entreprises là que nous avons dû mener des recherches plus poussées (notamment en utilisant les *SEC filings*)³⁷.

Nous avons donc choisi de supprimer les quinze entreprises pour lesquelles nous n'avons pas trouvé d'éléments suffisamment probants attestant la présence ou l'absence de syndicat. On trouve principalement parmi ces quinze entreprises, des entreprises présentes dans la base de données sur les *NLRB elections* mais qui n'ont pas signées de convention collective, donc qui ne sont pas dans la base de données des *contract listing*, et qui ne mentionnent à aucun moment l'existence d'un syndicat dans leur *Form 10-K*. Afin d'écartier tout risque d'erreur, nous avons regardé les *Form 10-K* de l'année concernée (i.e. l'année pour laquelle nous avons une donnée isolée), mais également ceux des trois années subséquentes.

³⁴ Cette remarque est importante dans la mesure où les entreprises ne sont pas légalement tenues de dévoiler des informations sur la syndication de ses employés.

³⁵ Cela peut être attribuable à des problèmes de différentes sources dans l'appariement des données ou dans leur interprétation, ou aux données elles-mêmes

³⁶ Apparition ou disparition d'un syndicat

³⁷ Un établissement de Walmart faisait partie de la base de données des *NLRB elections*. Or, Walmart reste opposé toute syndicalisation sur le sol américain. Nous nous sommes donc demandé s'il fallait ou non inclure Walmart comme entreprise avec un établissement syndiqué. Nous avons décidé de ne pas inclure Walmart dans notre échantillon et nous avons procédé à un certain nombre de vérifications pour les autres entreprises de l'échantillon, notamment pour celles qui avaient leur premier établissement syndiqué, ou tout du moins le premier établissement dans lequel le syndicat sortait victorieux d'une élection *NLRB*.

En effet, nous avons pensé que le processus de reconnaissance d'un syndicat peut être relativement long, notamment si une plainte est déposée auprès du NLRB, qu'elle provienne de l'employeur ou des employés.

Nous trouvons qu'environ 22.51% des entreprises ont au moins un établissement syndiqué. Lorsqu'on considère non plus les entreprises en tant que telles, mais les firmes-années, nous trouvons un taux de syndicalisation légèrement plus élevé, aux alentours de 27.20%. Cela est sans doute attribuable au fait que les entreprises avec un syndicat ont moins de chance de faire faillite que leurs homologues sans syndicat (Hirsch, 1997). Hirsch précise tout de même que cela est davantage dû au fait que les entreprises où il y a présence syndicale sont en général plus vieilles et plus larges et non à la présence syndicale en tant que telle.

Notre échantillon est composé de 2128 firmes ou 14829 observations.

5 Résultats

Comme Gomez et Tzioumis, nous créons une variable binaire $SYND_i$, égale à 1 s'il y a au moins un établissement syndiqué au sein de l'entreprise i . Cette variable établit simplement s'il y a présence syndicale ou non. Nous avons suivi la démarche de Gomez et Tzioumis (2007) qui ont décidé dans leur étude de ne pas prendre en compte l'indice temporel.

La régression de base a la forme suivante :

$$\ln(\text{rémunération totale}) = \alpha + \beta SYND_i + \gamma Z_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1a)$$

$$\ln(\text{rémunération totale}) = a + b SYND_i + c z_{i,t} + u_{i,t} \quad (1b)$$

Où:

α et b représentent les termes d'interaction

$SYND_i$ est une variable binaire égale à 1 si l'entreprise i a au moins un établissement syndiqué sur la période considérée, 0 sinon.

$Z_{i,t}$ et $z_{i,t}$ représentent deux vecteurs de variables de contrôle liées à l'entreprise, à l'industrie et aux caractéristiques du CEO. $Z_{i,t}$ comporte les mêmes variables de contrôle que celles utilisées par Gomez et Tzioumis, tandis que $z_{i,t}$ est constitué des nouvelles variables de contrôle que nous avons décidé d'intégrer.

$\varepsilon_{i,t}$ et $u_{i,t}$ représentent les termes d'erreur, qui varient en fonction de l'année et de l'entreprise considérée.

Nous appliquons la même régression sur différentes variables dépendantes, i.e. sur le logarithme naturel des différentes principales composantes de la rémunération du CEO (*cash pay*, salaire, bonus, options, actions et autres éléments de la rémunération). En effet, en plus de suivre ce qui a généralement été fait dans la littérature, prendre le logarithme permet d'écraser les valeurs extrêmes et d'obtenir des résultats en pourcentage, intéressants dans la mesure où nous avons des variables.

Nous avons également choisi de suivre ce qu'ont fait Gomez et Tzioumis en ce qui concerne le calcul des écarts-type des coefficients des variables indépendantes utilisées dans nos régressions. En effet, nous présentons les écarts-type robustes, ajustés par regroupement

(cluster) d'entreprise. Sans ces ajustements, les écarts-type risquent d'être sous-évalués, ce qui mènerait à une surévaluation de la significativité de ces coefficients (Petersen, 2009; Cameron et Miller, 2010). Nous regroupons (cluster) par entreprise à la fois pour avoir des résultats comparables avec ceux de Gomez et Tzioumis, mais aussi parce qu'ainsi nous sommes certains d'avoir un nombre suffisant de clusters (Petersen, 2009). Par ailleurs, c'est ce que fait Petersen dans son analyse empirique de données liées à la finance d'entreprise. En appendice, nous présentons les résultats obtenus lorsque les écarts-type sont robustes, ajustés par cluster d'année et par cluster d'année et d'industrie (*two-way clustering*). En effet, il est possible qu'il y ait un effet d'année et un effet de secteur. Petersen (2009) mentionne que si les écarts-types robustes ajustés par cluster sont plus élevés, et ce de manière conséquente, que les écarts-type de White alors ce cluster est sans doute pertinent. Or, la différence entre les écarts-type de White et les écarts-type robustes ajustés par cluster d'année par cluster d'année et d'entreprise est non négligeable, ce qui explique le fait que nous ayons inclus en appendice ces résultats additionnels. Mentionnons ici que la valeur des coefficients reste la même : seuls changent leur écart-type et leur niveau de significativité.

5.1 Comparaison avec les résultats de Gomez et Tzioumis

Nous avons tenté ici de répliquer exactement l'étude menée par Gomez et Tzioumis afin notamment de prolonger leur étude dans le temps, mais aussi de vérifier indirectement la validité de notre base de données. En effet, étant donné qu'un certain nombre de données ont été au moins partiellement triées de manière manuelle, nous voulions nous assurer que les données de notre échantillon étaient cohérentes.

Nous avons donc utilisé les mêmes variables de contrôle et surtout mené les mêmes régressions qu'eux (régressions MCO, et modèle de Cragg pour les stock-options). Les variables de contrôle qu'ils utilisent, présentées également dans le tableau 1, sont : CEO est chairman, CEO est sur le Conseil d'administration, la proportion d'actions détenues par le CEO, la taille de la firme mesurée par le logarithme naturel de ventes, le rendement des actifs, le rendement aux actionnaires, ainsi qu'une variable de contrôle pour l'industrie (code SIC à deux chiffres). Le tableau 1 présente les résultats trouvés lorsque nous menons la régression de $\ln(\text{rémunération totale})$ et de $\ln(\text{cash pay})$ sur la variable $SYND$ et le vecteur de variables de contrôle $Z_{i,t}$.

En procédant ainsi, nous trouvons des résultats qui ne sont que partiellement cohérents avec ceux établis par Gomez et Tzioumis. En effet, même si le signe des coefficients des variables indépendantes sont les mêmes, certaines différences apparaissent lorsque l'on considère la valeur ou le niveau de significativité du coefficient de certaines variables indépendantes. Nous trouvons que la mesure de performance « rendement des actifs » est statistiquement significative au seuil de 1% aussi bien lorsque l'on prend $\ln(\text{rémunération totale})$ ou $\ln(\text{cashpay})$ comme variable indépendante, tout comme Gomez et Tzioumis. En ce qui concerne la mesure « rendement aux actionnaires », nous trouvons que le coefficient est positif et statistiquement significatif au seuil de 1% dans les deux cas, tandis que Gomez et Tzioumis trouvent qu'il est statistiquement significatif au seuil de 10% dans le premier cas ($\ln(\text{rémunération totale})$ comme variable dépendante) et au seuil de 1% dans le second cas ($\ln(\text{cashpay})$ comme variable dépendante). La taille de la firme, mesurée ici par le logarithme des ventes reste une variable dépendante statistiquement significative au seuil de 1% dans les deux cas, et les ordres de grandeur des valeurs des coefficients sont relativement proches de celles trouvées par Gomez et Tzioumis. On trouve quelques différences notables lorsque l'on analyse les coefficients et la significativité des variables associées aux caractéristiques du CEO (sa présence sur le CA ou si le CEO est Chairman ou non). En effet, dans notre étude ces variables ne sont pas toujours statistiquement significatives, alors qu'elles le sont dans celle de Gomez et Tzioumis. Nous trouvons que la variable « CEO est chairman » est statistiquement significative au seuil de 10% avec un coefficient positif uniquement lorsque la variable dépendante est $\ln(\text{cashpay})$.

TABLEAU 1

PRÉSENCE SYNDICALE ET RÉMUNÉRATION DU CEO
Même variables de contrôle que Gomez et Tzioumis

Variables indépendantes	Rémunération totale	Cash pay
Présence Syndicale	-0.203*** (6.52)	-0.024 (0.92)
CEO est Chairman	0.020 (0.38)	0.1096* (1.76)
CEO est sur le CA	0.078 (1.25)	-0.027 (0.43)
Actions détenues (%)	-2.498*** (9.00)	-0.827*** (2.72)
Taille de la firme (ln(ventes))	0.448*** (47.20)	0.265*** (28.97)
Rendement des actifs	0.332*** (2.93)	0.384*** (4.40)
rendement aux actionnaires	0.049*** (3.47)	0.106*** (10.09)
Contrôle pour l'industrie	Oui	Oui
R²	0.4492	0.2920

NOTES : Chaque colonne présente les coefficients des différentes variables indépendantes obtenus via une régression MCO. Toutes les variables (dépendantes et indépendantes) ont été winsorisées à 0.5% (à chaque extrémité de la distribution) afin de neutraliser l'impact des valeurs les plus extrêmes. Nous avons utilisé dans nos régressions la forme logarithmique (logarithme naturel) des variables dépendantes. Pour toute variable x, si la valeur de cette variable x est inférieure ou égale à 1, nous avons posé : $\ln(x)=0$. Les valeurs absolues des statistiques t sont présentées entre parenthèses, en dessous de l'estimation de chacun des coefficients. Ces résultats ont été obtenus en regroupant (cluster) par entreprise. Une constante est incluse, mais non reportée. Les astérisques représentent le niveau de significativité de chaque coefficient : 1 pour cent (*), 5 pour cent (**), 10 pour cent (***)

Analysons plus précisément la variable au centre de notre étude, i.e. la variable associée à la présence ou non d'établissement syndiqué dans l'entreprise. Le signe du coefficient de cette variable *SYND* est négatif aussi bien lorsque la variable dépendante est $\ln(\text{rémunération totale})$ que lorsqu'elle est $\ln(\text{cashpay})$. Les résultats de Gomez et Tzioumis présentent également un coefficient de signe négatif. Nous trouvons donc comme eux que la présence syndicale a un

impact négatif sur la rémunération du CEO, que l'on considère la rémunération totale ou le *cash pay*. Cependant, ce coefficient n'est statistiquement significatif que dans le premier cas (significativité statistique au seuil de 1%). Il en va de même avec la significativité économique : baisse de 965 638 \$ en moyenne dans le premier cas contre 30 424\$ dans le second. La présence syndicale ne semble donc pas avoir d'impact significatif sur le *cashpay* des CEO aux États-Unis entre 2000 et 2010.

Nous trouvons un coefficient associé à la variable *SYND* plus grand que celui de Gomez et Tzioumis lorsque l'on considère le niveau de la rémunération total³⁸. En effet, les deux auteurs établissent que la présence syndicale réduit en moyenne de près de 12%³⁹ la rémunération totale du CEO alors que nos résultats montrent une diminution de plus de 18.4% de cette rémunération. Cette différence, non négligeable, peut être expliquée par plusieurs éléments de natures diverses. Tout d'abord, nous n'avons pas le même échantillon : nous ne nous basons pas sur la même période, ce qui entraîne évidemment des différences dans les valeurs des variables dépendantes et indépendantes, sans oublier que des entreprises ont disparu du S&P1500 pour être remplacées par de nouvelles. Par ailleurs, Gomez et Tzioumis utilisent une technique d'appariement de paires (*matched pairs*) pour construire leur échantillon, et ont un échantillon plus restreint que le nôtre⁴⁰. Un autre élément qui peut être à l'origine de cette différence est l'impact de la présence syndicale sur les stock-options. Comme nous allons le voir juste après, les syndicats ont un impact négatif sur la valeur des stock-options octroyées. Gomez et Tzioumis arrivent à la même conclusion. Cependant, nous trouvons que cet impact est d'ampleur plus grande que ce qu'ils ont pu établir. Cela pourrait expliquer en partie le fait que nous trouvons un impact négatif plus important de la présence syndicale sur le niveau de rémunération totale du CEO.

Analysons plus exactement l'impact de la présence syndicale sur la valeur des stock-options octroyées. Les résultats sont présentés dans le tableau 2. Il est intéressant de souligner ici que nous trouvons, à l'instar de Gomez et Tzioumis, que la présence syndicale a un impact fortement négatif sur le niveau des stock-options octroyées aux CEO. Nous avons mené une

³⁸ Lorsqu'on considère le niveau de *cashpay*, la valeur des coefficients sont relativement proches : nous trouvons un coefficient égal à -0.047 tandis que Gomez et Tzioumis trouvent un coefficient égal à -0.055.

³⁹ Nous calculons les pourcentages de la même manière que Gomez et Tzioumis, i.e. avec la formule suivante : $e^{\beta} - 1$, où β représente le coefficient de la variable dont nous mesurons l'impact

⁴⁰ L'échantillon de *matched pairs* de Gomez et Tzioumis est composé de 1546 observations firme-année (pour les CEO seulement) : 773 syndiquées et 773 non syndiquées.

régression MCO, mais nous avons également suivi la démarche de Gomez et Tzioumis qui font une estimation à deux niveaux de Cragg⁴¹ afin de mesurer l'impact de la présence syndicale sur la valeur des options d'achat octroyées. Le modèle de Cragg est un *double hurdle model* dans la mesure où deux décisions doivent être prises. Dans notre cas, la première est de savoir si l'entreprise va octroyer ou non des stock-options au CEO; la seconde est de savoir quelle sera la valeur de ces stock-options octroyées, si octroi il y a. Le modèle de Cragg est plus flexible qu'un modèle Tobit puisqu'il permet d'utiliser deux processus différents, un pour chaque niveau. Le premier niveau fait appel à un modèle probit tandis que le deuxième niveau est associé à un modèle de loi normale tronquée. Nous arrivons aux mêmes conclusions avec les deux approches, régression MCO et modèle de Cragg (résultats présentés dans le tableau 2). Nous avons pris les mêmes spécifications que Gomez et Tzioumis lorsque nous avons mené l'estimation à deux niveaux de Cragg. Pour le premier niveau, nous avons donc considéré comme éléments pouvant influencer l'octroi de stock-options : la proportion d'actions détenues par le CEO, le niveau de risque de l'entreprise, l'industrie et l'année. Tout comme Gomez et Tzioumis, nous considérons comme mesure de risque la volatilité annuelle des rendements de l'actions de l'entreprise calculée à l'aide de rendements mensuels sur les trois dernières années si se transige en bourse depuis au moins trois ans, ou sur la période de temps la plus importante possible si l'action se transige depuis moins de trois ans. Si l'action était transigée en bourse depuis moins d'un an, nous avons utilisé la volatilité du S&P1500. Nous avons calculé les rendements mensuels de l'action de l'entreprise afin de pouvoir calculer l'écart-type desdits rendements. Nous avons pris la valeur de cet écart type comme mesure de volatilité. Nous avons également calculé la volatilité annuelle des rendements de l'action de l'entreprise, avec les rendements mensuels des cinq dernières années, étant donné qu'Execucomp utilise cette mesure de volatilité pour calculer le prix des stocks options (résultats présentés en appendice). Cette autre mesure de volatilité mène à des résultats similaires que ceux trouvés avec celle proposée par Gomez et Tzioumis. Pour le second niveau de l'estimation, nous reprenons les mêmes paramètres que dans notre régression de base, i.e. le vecteur de variables de contrôle $Z_{i,t}$ (et bien sûr la variable dichotomique $SYND_i$). Cette estimation à deux niveaux confirme

⁴¹ Gomez et Tzioumis justifient l'utilisation du modèle de Cragg (1971) de la manière suivante : "Cragg's (1971) two-tier model addresses the main shortcoming of the Tobit model that the factors affecting the two stages of the choice are identical. Moreover, the results are robust to alternative estimations that control for selection of firms choosing to offer stock-options, such as the two-part estimation, Heckman estimation with the inverse Mills ratio, and Tobit".

l'impact fortement négatif (en moyenne une baisse 631 378 \$) de la présence syndicale sur la rémunération des CEO aux États-Unis entre 2000 et 2010.

TABLEAU 2

PRÉSENCE SYNDICALE ET OPTIONS
Mêmes variables de contrôle que Gomez et Tzioumis

Variables de contrôle	Options - Modèle de Cragg (volatilité 3 ans)	Options - Modèle de Cragg (volatilité 5 ans)	Options - Régression MCO
Présence syndicale	-0.446*** (13.73)	-0.472*** (15.95)	-0.381*** (2.92)
CEO est Chairman	0.010 (0.15)	-0.023 (0.40)	0.006 (0.03)
CEO est sur le CA	0.006 (0.07)	0.042 (0.62)	0.129 (0.54)
Actions détenues (%)	-0.715** (2.09)	-1.129*** (3.63)	-9.962*** (10.94)
Taille de la firme (ln(ventes))	0.458*** (47.78)	0.463*** (53.11)	0.575*** (15.13)
Rendement des actifs	0.543*** (4.02)	0.343*** (2.80)	0.472 (1.24)
Rendement aux actionnaires	-0.167*** (5.96)	-0.149*** (5.82)	-0.118** (2.17)
Contrôle pour l'industrie	Oui	Oui	Oui

NOTES : La première colonne présente les coefficients des différentes variables indépendantes obtenus via un modèle de Cragg. Les spécifications du premier niveau de ce modèle dont la détention d'actions (en pourcentage), le risque de la firme (mesuré par l'écart-type des rendements de l'action de l'entreprise sur les trois dernières années), ainsi que les effets de l'industrie et de l'année. La seconde colonne présente les coefficients des diverses variables obtenus via une régression MCO. La variable dépendante a été winsorisée à 0.5% (à chaque extrémité de la distribution) afin de neutraliser l'impact des valeurs les plus extrêmes. Nous avons utilisé dans nos régressions la forme logarithmique (logarithme naturel) des variables dépendantes. Pour toute variable x, si la valeur de cette variable x est inférieure ou égale à 1, nous avons posé : $\ln(x)=0$. Les valeurs absolues des statistiques t sont présentées entre parenthèses, en dessous de l'estimation de chacun des coefficients. Une constante est incluse, mais non reportée. Ces résultats ont été obtenus en regroupant (cluster) par entreprise. Les astérisques représentent le niveau de significativité de chaque coefficient : 1 pour cent (*), 5 pour cent (**), 10 pour cent (***)

5.2 Résultats avec de nouvelles variables de contrôle

Nous avons souhaité, au regard de la récente littérature, mener les régressions avec d'autres variables de contrôle (vecteur de variables de contrôle $z_{i,t}$), notamment en ce qui concerne le proxy utilisé pour mesurer la taille de l'entreprise (résultats présentés dans les tableau 3 et 4). En effet, nous avons choisi d'utiliser la valeur aux marchés des actifs, comme le préconisent Gabaix et Landier (2008), plutôt que les ventes. Ces deux auteurs montrent que parmi les différents proxy qu'ils testent, la valeur au marché des actifs est le meilleur prédicteur de la rémunération du CEO lorsqu'utilisé seul, et est le seul à avoir un coefficient positif et significatif. Précisons que comme eux, nous utiliserons la valeur au marché des actifs (fonds propres + valeur de la dette aux livres). Nous avons adopté la même démarche que celle présentée précédemment, i.e. la même forme de régression, avec les mêmes variables dépendantes, telle que présentée dans l'équation 1*b*. De manière générale, nous arrivons à des conclusions similaires à celles présentées ci-dessus, mis à part pour la composante *cash pay*.

Avec ces nouvelles spécifications, la présence syndicale a encore un impact négatif statistiquement et économiquement significatif sur le niveau de la rémunération totale du CEO. En effet, la présence d'un syndicat dans au moins un établissement entre 2000 et 2010 réduit en moyenne la rémunération totale du CEO de près de 11% (soit une baisse moyenne de 575 660 \$). Cet impact est certes légèrement moins élevé que celui estimé ci-dessus, mais reste non négligeable. Par ailleurs, ce résultat est plus proche de celui établi par Gomez et Tzioumis (selon eux, la présence syndicale réduit la rémunération totale du CEO de 12% environ). Nous constatons que la taille de l'entreprise, mesurée par le logarithme naturel de la valeur au marché des actifs est, conformément aux écrits de Gabaix et Landier (2008), un déterminant majeur de la rémunération du CEO (significativités statistique et économique importantes). La performance de l'entreprise, mesurée par le rendement des actifs, est elle aussi un déterminant avec un impact majeur sur la rémunération totale du CEO. Les coefficients des autres variables de contrôle présentent de manière générale des signes cohérents avec ce qui pourrait être attendu. Mentionnons cependant que la variable « proportion de directeurs indépendants » a un coefficient positif et statistiquement significatif au seuil de 10% lorsque l'on considère le niveau de la composante *cash pay*. Nous reviendrons plus tard sur la variable « proportion de directeurs indépendants ». Soulignons que tous les coefficients ne sont pas systématiquement statistiquement significatifs. Pour conclure, nous trouvons comme Gomez et Tzioumis que la

présence syndicale a un impact négatif sur la rémunération du CEO et ce même avec de nouvelles spécifications.

À l'opposé, nous trouvons un résultat inverse concernant le niveau de la variable *cash pay* : le coefficient de la variable *SYND* est ici positif et statistiquement significatif au seuil de 10%, mais dont la significativité économique est limitée. Gomez et Tzioumis quant à eux trouvent que la présence syndicale a un impact négatif sur cette composante de la rémunération. D'après nos résultats, la présence d'un syndicat dans au moins un établissement syndiqué accroît le niveau du *cash pay* de 4% environ. Cela peut paraître surprenant, cependant DiNardo, Hallock et Pischke (1997) trouvent un résultat similaire (coefficient positif) lorsqu'ils contrôlent pour les effets de l'industrie et de la firme. En effet, une augmentation de 10% dans le taux de syndicalisation augmente la rémunération (salaire, bonus et autre rémunération) du CEO de 2.6%. Mais comme nous l'avons vu plus haut, ils qualifient ce résultat de « curieux ». Ce résultat s'explique principalement par l'impact positif qu'a la présence syndicale sur le niveau de salaire fixe. En effet, lorsque l'on décompose la composante *cash pay*, on s'aperçoit que le coefficient associé à la présence syndicale est négatif lorsque la variable dépendante est le logarithme naturel des bonus (mais non statistiquement significatif), et positif (et statistiquement significatif au seuil de 1%) lorsque la variable dépendante est le logarithme naturel du salaire fixe. Ce dernier résultat pourrait s'expliquer par le fait que, sachant que la présence syndicale risque de diminuer la performance de l'entreprise et par conséquent d'avoir un impact négatif sur la rémunération liée à cette dernière, le CEO va faire en sorte de négocier un salaire plus élevé pour essayer de contrebalancer (dans une moindre mesure peut-être) cette perte. Sans même parler de performance, le CEO pourrait craindre une baisse des valeurs de certaines composantes de sa rémunération; par exemple une baisse dans la valeur des options octroyées à cause de la contrainte additionnelle que représente la présence d'un syndicat. D'autre part, ce type de rémunération, fixe et déterminée d'avance, sera probablement mieux accueilli par l'opinion publique en général et plus précisément par les syndicats. Ces derniers seront sans doute plus enclins à accepter un salaire plus élevé, surtout s'ils savent que la part variable de la rémunération (et notamment les stock-options) sera moins importante. Notons tout de même ici que la significativité de la hausse de salaire est relativement faible (en moyenne 65 653 \$) lorsqu'on la compare à la rémunération totale⁴². Cependant, elle est non

⁴² Cette hausse représente moins de 1.5% de la rémunération totale moyenne.

négligeable lorsqu'on la rapporte uniquement au salaire (cette hausse représente une hausse de près de 9% du salaire).

TABEAU 3

PRÉSENCE SYNDICALE ET RÉMUNÉRATION DU CEO

Autres variables de contrôle⁴³

Variables indépendantes	Rémunération totale	Cash pay
Présence syndicale	-0.116*** (4.00)	0.042* (1.70)
CEO est chairman	0.067* (1.77)	0.053 (1.49)
CEO tenure	0.000 (0.04)	0.073*** (3.75)
Proportion de directeurs indépendants	0.055 (0.98)	0.095* (1.81)
rendement des actifs	0.729*** (6.80)	0.712*** (8.38)
Taille de la firme (<i>ln(market_value)</i>)	0.455*** (47.15)	0.249*** (24.33)
Actions détenues (%)	-2.087*** (6.84)	-1.097*** (3.37)
Contrôle pour l'année	Oui	Oui
Contrôle pour l'industrie	Oui	Oui
R²	0.4569	0.3259

NOTES : Chaque colonne présente les coefficients des différentes variables indépendantes obtenus avec une régression MCO. Toutes les variables (dépendantes et indépendantes) ont été winsorisées à 0.5% (à chaque extrémité de la distribution) afin de neutraliser l'impact des valeurs les plus extrêmes. Nous avons utilisé dans nos régressions la forme logarithmique (logarithme naturel) des variables dépendantes. Pour toute variable x , si la valeur de cette variable x est inférieure ou égale à 1, nous avons posé : $\ln(x)=0$. Les valeurs absolues des statistiques t sont présentées entre parenthèses, en dessous de l'estimation de chacun des coefficients. Ces résultats ont été obtenus en regroupant (cluster) par entreprise. Une constante est incluse, mais non reportée. Les astérisques représentent le niveau de significativité de chaque coefficient : 1 pour cent (*), 5 pour cent (**), 10 pour cent (***)

Analysons plus spécifiquement l'impact qu'a la présence syndicale sur cette rémunération variable : les actions et les stock-options. Il est vrai qu'à partir de juin 2005, de nouvelles normes comptables ont été mises en place, et que les variables disponibles sous Execucomp ne sont plus les mêmes. Avant la mise en place de ces nouvelles normes, la valeur Black-Scholes des stock-options est utilisée dans le calcul de la rémunération totale. Après cette mise en place, la juste valeur (*fair value*) des stock-options est utilisée dans ledit calcul. Il en va de même pour les actions : avant, la valeur utilisée est la valeur des *restricted stocks* accordées durant l'année; après la valeur utilisée est la *stock awards fair value*. Nous avons créé deux nouvelles variables à partir de ces quatre variables afin de pouvoir analyser l'impact de la présence syndicale sur la valeur des stocks options et des actions octroyées entre 2000 et 2010, sans considérer ici la mise en place des nouvelles normes comptables. La première variable présente la valeur des stock-options octroyées, et la seconde présente la valeur des actions accordées (dans les deux cas, sur l'intégralité de la période). Nous avons combiné les valeurs utilisées dans le calcul de la rémunération totale entre 2000 et 2010 (sans prendre en considération le fait que les variables disponibles ne sont pas exactement les mêmes avant et après la mise en place des nouvelles normes comptables). Nous intégrons une distinction entre ces deux sous-périodes en 5.4.3. Les résultats obtenus nous permettent de voir que la présence syndicale a eu un impact différent sur les actions et sur les options entre 2000 et 2010: la présence syndicale semble avoir un impact négatif et statistiquement significatif au seuil de 1% sur la valeur des stock-options tandis qu'elle a un impact positif et statistiquement significatif au seuil de 1% sur les actions accordées. Dans les deux cas, l'impact est également économiquement significatif. En effet, nous trouvons que durant la période 2000-2010, la présence syndicale réduit en moyenne la valeur des stock-options octroyées de 625 747 \$ tandis qu'elle accroît en moyenne la valeur des actions accordées de 468 394 \$. Ces résultats sont cohérents avec ceux établis Kuhn et Niessen (2012). En effet, elles trouvent que l'opinion publique va avoir un effet négatif sur la valeur des stocks options octroyées, et que cette perte va être compensée par la hausse de la valeur d'une autre composante qui risque moins d'être source de polémique⁴⁴. Nous avons vu ci-dessus que la présence syndicale a un impact positif sur les salaires, forme de rémunération moins litigieuse que les options. Les actions sont également une forme de rémunération moins médiatisée. Or l'impact de la présence syndicale

⁴⁴ « Forme de rémunération qui reçoivent moins d'attention de la part des médias, tels que salaires, bonus et restricted stocks », Kuhn et Niessen (2012). Traduction libre.

sur cette composante est lui aussi positif, résultat analogue à celui établi par Kuhnen et Niessen (2012). On peut donc conclure que les syndicats vont avoir un impact similaire à l'opinion publique sur la rémunération du CEO : les syndicats vont avoir tendance à réduire la valeur des stock-options octroyées et à accroître d'autres formes de rémunération moins controversée, comme les *restricted stocks* ou les salaires.

Un autre élément intéressant à analyser est la composante « autre rémunération ». En effet, cette composante comprend différents éléments sur lesquels les syndicats ne devraient pas nécessairement avoir d'influence. On peut évoquer de nouveau l'idée de « compensation cachée » développée par Kuhnen et Zwiebel (2008) qui comprend un certain nombre d'éléments inclus dans la variable « autre rémunération ». On remarque que la présence syndicale a un impact fortement positif, statistiquement et économiquement significatif sur cette composante. Cela peut s'expliquer par le fait que, puisque les syndicats ont un impact négatif sur une partie non négligeable de la rémunération (notamment les options), les CEO vont tenter d'accroître leur rémunération totale en augmentant cette part d'« autre rémunération », qui pourrait s'apparenter sans doute en partie à une « rémunération cachée » (avantages discrétionnaires, des primes de départ...). Rappelons ici que Edmans, Gabaix et Landier (2009) montrent que ce type de rémunération, et plus spécifiquement les avantages discrétionnaires, ne peut être réduit que par une gouvernance accrue. Or, même si on peut penser que les syndicats puissent agir comme un organe de gouvernance supplémentaire, ce résultat laisse croire le contraire : la présence syndicale n'empêche pas la « rémunération cachée », et au contraire, d'après nos résultats, elle tend à l'accroître. Cette conclusion vient dans une certaine mesure contrebalancer la précédente : les syndicats peuvent certes servir d'organe de contrôle, comme représentant des employés mais aussi d'une manière plus générale de l'opinion publique; mais l'efficacité de leur surveillance peut être remise en doute par l'impact positif qu'ils ont sur la composante « autre rémunération ». Notons ici que la significativité économique est certes non négligeable mais qu'elle est moindre lorsqu'on la compare à la significativité économique de l'impact de la présence syndicale sur les stock-options et sur les actions (accroissement de la rémunération autre à hauteur de de 82 272 \$ en moyenne). Cela ne représente d'ailleurs qu'un peu moins de 1.6% de la rémunération totale. Par contre, en rapportant ce montant à la rémunération autre moyenne perçue par les dirigeants entre 2000 et 2010, nous pouvons voir que ce montant représente plus de 31% de la valeur moyenne de la variable « autre rémunération », ce qui est loin d'être négligeable.

TABLEAU 4**PRÉSENCE SYNDICALE ET COMPOSANTES DE LA RÉMUNÉRATION DU CEO**

Autres variables de contrôle

Variables indépendantes	Salaire	bonus	actions	options	Autre
Présence syndicale	0.086*** (3.57)	-0.016 (0.20)	0.338*** (2.96)	-0.441** (3.50)	0.273*** (3.94)
CEO est chairman	0.053 (1.39)	0.084 (0.85)	0.167 (1.26)	0.020 (0.14)	0.125* (1.67)
CEO tenure	0.006*** (3.06)	0.004 (0.71)	-0.045*** (6.75)	-0.019** (2.54)	0.012*** (2.86)
Proportion de directeurs indépendants	0.122** (2.31)	-0.020 (0.14)	0.267 (1.24)	0.482** (2.15)	0.131 (1.08)
rendement des actifs	0.167** (2.15)	3.706*** (13.43)	0.074 (0.22)	0.965*** (2.74)	0.103 (0.53)
Taille de la firme (ln(market_value))	0.184*** (17.06)	0.247*** (10.10)	0.574*** (16.56)	0.644*** (16.98)	0.433*** (22.00)
Actions détenues (%)	-1.100*** (3.37)	-1.559** (1.98)	-3.988*** (4.83)	-9.058*** (9.49)	-0.392 (0.66)
Contrôle pour l'année	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Contrôle pour l'industrie	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
R²	0.2097	0.3857	0.223	0.1605	0.1956

NOTES : Chaque colonne présente les coefficients des différentes variables indépendantes obtenus via une régression MCO. Toutes les variables (dépendantes et indépendantes) ont été winsorisées à 0.5% (à chaque extrémité de la distribution) afin de neutraliser l'impact des valeurs les plus extrêmes. Nous avons utilisé dans nos régressions la forme logarithmique (logarithme naturel) des variables dépendantes. Pour toute variable x, si la valeur de cette variable x est inférieure ou égale à 1, nous avons posé : ln(x)=0. Les valeurs absolues des statistiques t sont présentées entre parenthèses, en dessous de l'estimation de chacun des coefficients. Ces résultats ont été obtenus en regroupant (cluster) par entreprise. Une constante est incluse, mais non reportée. Les astérisques représentent le niveau de significativité de chaque coefficient : 1 pour cent (*), 5 pour cent (**), 10 pour cent (***)

Enfin, en ce qui concerne les coefficients des différentes variables de contrôle, ils sont de manière générale, lorsque statistiquement significatifs, de signe attendu. Revenons tout de même ici sur le signe du coefficient associé à la variable « proportion de directeurs indépendants » qui est positif et statistiquement significatif dans trois des précédentes régressions menées⁴⁵. Au premier abord, ce résultat peut paraître surprenant dans la mesure où on pourrait penser que plus la proportion de directeurs indépendants est grande, plus la gouvernance sera forte et moins la rémunération du CEO sera élevée. Cependant, on peut également envisager l'établissement du niveau de rémunération du CEO comme un jeu de négociation de Nash (Hermalin et Weisbach, 1998). L'issue de ce jeu dépendra notamment du pouvoir de négociation du CEO : plus il est important, plus le salaire sera élevé. Hermalin (2005) explique également qu'un CA plus regardant diminue l'utilité espérée du CEO, ceteris paribus. Cette baisse d'utilité devrait être compensée par une rémunération plus élevée. Ces différents éléments permettent d'expliquer le coefficient positif et statistiquement significatif de la variable « proportion de directeurs indépendants » que nous trouvons dans les résultats de certaines régressions.

5.3 Test de robustesse

Nous avons souhaité ici, à l'instar de Gomez et Tzioumis, traiter la présence syndicale comme une variable potentiellement endogène. En effet, comme ils l'expliquent, les syndicats pourraient avoir tendance à se former dans des entreprises avec des rentes conséquentes, ce qui peut également avoir un impact sur les incitatifs donnés aux CEO. Nous avons dans un premier temps utilisé les mêmes variables instrumentales, spécifiques à chaque firme, que Gomez et Tzioumis: *right-to-work* qui indique si le siège social de l'entreprise est situé dans un État où des lois *right-to-work* sont en place, *rust-belt* qui spécifie si le siège social de l'entreprise est situé dans un état traditionnellement favorable aux syndicats, et *firm age* qui identifie l'âge de la firme. Nous avons calculé l'âge de la firme en considérant comme date de création, la date

⁴⁵Le coefficient associé à la variable « proportion de directeurs indépendants » est positif et statistiquement significatif lorsque la variable dépendante est soit le logarithme naturel du cash pay, du salaire fixe et de la valeur des options octroyées.

d'apparition de l'entreprise dans la base de données Compustat⁴⁶. Nous avons choisi d'utiliser ces variables comme variables instrumentales afin de comparer encore nos résultats avec l'étude de Gomez et Tzioumis, en plus du fait que ce sont des variables instrumentales intéressantes. En effet, la localisation du siège social peut avoir un impact sur la présence de syndicat ou non dans l'entreprise : une entreprise dont le siège social se trouve dans un état relativement favorable à la syndicalisation tolérera sans doute mieux la présence d'un syndicat. Par ailleurs, comme l'expliquent Gomez et Tzioumis, l'âge de la firme peu avoir un impact sur la présence ou l'absence de syndicat : la décertification de tous les établissements au sein d'une même entreprise reste relativement rare; il y aura donc plus de chance de trouver au moins un établissement syndiqué dans les entreprises créées avant la baisse de syndicalisation des années 1980. Dans le même état d'esprit, on peut citer à nouveau Hirsch (1997) : les entreprises où il y a présence syndicale ont tendance à être plus âgées que les autres.

Nous avons mené la première régression en deux temps (*two-stage least square*) en utilisant les mêmes variables de contrôle que celles de Gomez et Tzioumis. Nous avons été confrontés à un problème de suridentification, nous forçant à abandonner deux variables instrumentales : *firm age* et *right-to-work* (résultats non reportés).

En menant à nouveau la régression en deux temps en utilisant seulement la variable *rust-belt* comme variable instrumentale (tableau 5), nous arrivons aux mêmes conclusions qu'avec les résultats issus de la régression : la présence syndicale a un impact négatif et statistiquement significatif sur la rémunération du CEO. Notons ici que la valeur du coefficient associé à la variable *SYND* est plus grande dans la régression en deux temps que dans celle trouvée avec la régression MCO, ce qui est en généralement le cas avec les variables instrumentales.

Nous avons mené cette même régression en deux temps en utilisant comme vecteur de variables de contrôle le vecteur $z_{i,t}$ (tableau 6). Pour éviter tout problème de suridentification, nous avons utilisé deux variables instrumentales : *rust_belt* et *firm_age*. Nous trouvons des résultats cohérents avec ceux établis lors de la régression MCO en ce qui concerne la significativité et le signe des coefficients des variables indépendantes. Notamment, le coefficient associé à la variable *SYND* est négatif et statistiquement significatif au seuil de 1%. Et ici encore

⁴⁶ Nous suivons ici la même démarche que Gomez et Tzioumis. Cependant, ces derniers utilisent également des fichiers provenant de la base de données CRSP afin de déterminer l'âge de la firme (et plus exactement sa date de création approximative).

nous trouvons une valeur de coefficient pour la variable *SYND* plus grande. Cela confirme que la présence syndicale a un impact négatif sur la rémunération totale du CEO sur la période 2000-2010.

Nous avons systématiquement vérifié que nos instruments n'étaient pas soumis à des problèmes de sous-identification (*underidentification test*) et qu'ils n'étaient pas des instruments faibles (*weak identification test*). Nous avons également mené des tests de sur-identification (*overidentification test*) des instruments (J-test de Hansen). Les statistiques J et leur p-value sont présentées à l'avant dernière et à la dernière ligne du tableau ci-dessous.

TABLEAU 5

VARIABLES INSTRUMENTALES –RUST-BELT

Variables indépendantes	Régression VI
Présence Syndicale	-0.634*** (2.66)
CEO est Chairman	0.029 (0.55)
CEO est sur le CA	0.079 (1.25)
Action détenues (%)	-2.574*** (8.83)
Taille de la firme (ln(ventes))	0.493*** (17.80)
Rendement des actifs	0.222* (1.76)
rendement aux actionnaires	0.064*** (3.58)
Contrôle pour l'industrie	Oui
Contrôle pour l'année	Oui
Centered R²	0.4233

NOTES: Ce tableau présente les coefficients des différentes variables indépendantes obtenus via une régression en deux temps. La variable dépendante est le logarithme naturel de la rémunération totale. Nous utilisons une variable instrumentale : rust_belt. Rust_belt est une variable binaire qui prend la valeur 1 si le siège social de l'entreprise se situe dans un état de la Rust Belt, 0 sinon. Toutes les variables (dépendantes et indépendantes) ont été winsorisées à 0.5% (à chaque extrémité de la distribution) afin de neutraliser l'impact des valeurs les plus extrêmes. Les valeurs absolues des statistiques z sont présentées entre parenthèses, en dessous de l'estimation de chacun des coefficients. Ces résultats ont été obtenus en regroupant (cluster) par entreprise. Une constante est incluse, mais non reportée. Les astérisques représentent le niveau de significativité de chaque coefficient : 1 pour cent (*), 5 pour cent (**), 10 pour cent (***)

TABLEAU 6

VARIABLES INSTRUMENTALES – RUST_BELT et FIRM_AGE

Variables indépendantes	Régression VI
Présence syndicale	-0.347*** (2.84)
CEO est chairman	0.073* (1.92)
CEO tenure	-0.001 (0.39)
Proportion de directeurs indépendants	0.056 (0.99)
rendement des actifs	0.720*** (6.78)
Taille de la firme (<i>ln(market_value)</i>)	0.477*** (30.43)
Actions détenues (%)	-2.100*** (6.80)
Contrôle pour l'année	Oui
Contrôle pour l'industrie	Oui
Centered R²	0.4576
Statistique J de Hansen	0.864
P value	0.353

NOTES: Ce tableau présente les coefficients des différentes variables indépendantes obtenus via une régression en deux temps. La variable dépendante est le logarithme naturel de la rémunération totale. Nous utilisons deux variables instrumentales : rust_belt et firm_age. Rust_belt est une variable binaire qui prend la valeur 1 si le siège social de l'entreprise se situe dans un état de la Rust Belt, 0 sinon. Firm_age représente le nombre d'années durant lesquelles une entreprise a été cotée en bourse. Toutes les variables (dépendantes et indépendantes) ont été winsorisées à 0.5% (à chaque extrémité de la distribution) afin de neutraliser l'impact des valeurs les plus extrêmes. Les valeurs absolues des statistiques z sont présentées entre parenthèses, en dessous de l'estimation de chacun des coefficients. Ces résultats ont été obtenus en regroupant (cluster) par entreprise. Une constante est incluse, mais non reportée. Les astérisques représentent le niveau de significativité de chaque coefficient : 1 pour cent (*), 5 pour cent (**), 10 pour cent (***)

Nous avons également mené un certain nombre de régressions (notamment celles présentes en 5.2) en changeant simplement le cluster utilisé. Lorsque nous contrôlons pour les effets de l'industrie et de l'année (comme en 5.2), et ce en plus du cluster par année ou par année et par industrie, nous arrivons aux mêmes conclusions que ci-dessus (résultats présentés en appendice). Soulignons à nouveau que les valeurs des coefficients ne changent pas. Ce sont uniquement les valeurs des écarts-type et des t-statistiques qui vont changer. Lorsque l'on contrôle pour l'année et l'industrie, quel que soit le cluster considéré, la présence syndicale a un impact négatif sur la rémunération totale du CEO et sur la valeur des options octroyées et ce significativement (statistiquement parlant, au seuil de 1%). Elle a un impact positif et statistiquement significatif sur le salaire (fixe), la valeur des actions octroyées et la composante « autre rémunération ».

Par ailleurs, nous avons systématiquement vérifié qu'il n'y ait pas de problème de multi-colinéarité. En effet, la multi-colinéarité risque d'entraîner à une certaine imprécision dans l'évaluation des estimateurs⁴⁷ (Greene), notamment à cause de variances élevées (Gujarati). On trouvera toujours de la multi-colinéarité entre des données non-expérimentales; reste à savoir lorsque cette présence devient problématique. Nous avons utilisé le facteur d'inflation de la variance (*variance inflation factor* ou VIF) pour détecter s'il y avait ou non multi-colinéarité. Si le VIF dépasse un certain seuil, il est possible de conclure qu'il y a multi-colinéarité entre les variables. Bien que tous les auteurs ne s'accordent pas sur un seul et même seuil. Greene parle de 20 tandis que Gujarati pose le seuil à 10. Nous avons la valeur qui risquerait d'être la plus contraignante pour ne pas sous-estimer toute multi-colinéarité. Nous présentons dans les tableaux 7 et 8 les facteurs d'inflation de variance pour les deux principales régressions : rémunération totale comme variable dépendante, avec les variables de contrôle utilisées par Gomez et Tzioumis puis avec celles que nous avons définies. Les VIF obtenus sont de manière générale proches de 2, ce qui laisse à penser que la multi-colinéarité n'est pas trop importante, i.e. pas assez importante pour entraîner des problèmes concernant l'évaluation des estimateurs, puisque cette valeur est inférieure au seuil prédéfini (10).

⁴⁷ Mais pas à un biais systématique de l'estimation

TABLEAU 7

FACTEUR D'INFLATION DE LA VARAINCE

Mêmes variables de contrôle que Gomez et Tzioumis

Variables indépendantes	VIF	1/VIF
Présence syndicale	1.24	0.807
CEO est Chairman	2.55	0.392
CEO est sur le CA	2.55	0.392
Détentions d'actions (%)	1.03	0.970
Taille de la firme (ln(sales))	1.3	0.768
Rendement des actifs	1.11	0.899
Rendement aux actionnaires	1.07	0.935
indu_2	5	0.200
indu_6	3.17	0.315
indu_4	2.79	0.358
indu_3	2.67	0.374
indu_5	2.44	0.410
Mean VIF	2.24	

NOTES: La première colonne du tableau présente le facteur d'inflation de la variance associé à chacune des variables indépendantes. La deuxième colonne présente l'inverse du facteur d'inflation de la variance (tolérance). Toutes les variables ont été winsorisées à 0.5% (à chaque extrémité de la distribution) afin de neutraliser l'impact des valeurs les plus extrêmes. La dernière ligne du tableau présente la moyenne des VIF.

TABLEAU 8

FACTEUR D'INFLATION DE LA VARIANCE
autres variables de contrôle

Variable	VIF	1/VIF
Présence syndicale	1.2	0.835
CEO est Chairman	1.3	0.772
CEO tenure	1.19	0.841
Proportion de directeurs indépendants	1.45	0.690
Rendement des actifs	1.05	0.952
Taille de la firme (ln(<i>market value</i>))	1.31	0.763
Actions détenues (%)	1.22	0.819
indu_2	5.06	0.198
indu_6	3.22	0.311
indu_4	2.82	0.355
indu_3	2.68	0.374
indu_5	2.46	0.407
year_2007	2.33	0.428
year_2008	2.32	0.432
year_2010	2.29	0.436
year_2009	2.27	0.441
year_2006	2.25	0.444
year_2005	2.19	0.457
year_2004	2.15	0.465
year_2003	2.02	0.495
year_2002	1.93	0.517
year_2001	1.88	0.531
Mean VIF	2.12	

NOTES: La première colonne du tableau présente le facteur d'inflation de la variance associé à chacune des variables indépendantes. La deuxième colonne présente l'inverse du facteur d'inflation de la variance (tolérance). Toutes les variables ont été winsorisées à 0.5% (à chaque extrémité de la distribution) afin de neutraliser l'impact des valeurs les plus extrêmes. La dernière ligne du tableau présente la moyenne des VIF.

5.4 États *right-to-work* et états non *right-to-work* : quelle différence?

La législation qui entoure le monde syndicale varie d'un état l'autre aux États-Unis. Il existe notamment une claire distinction entre les états *right-to-work*, plutôt hostiles aux syndicats, et les états qui ne sont pas *right-to-work* (Appendice 1). Nous avons cherché à savoir si la localisation du siège social de l'entreprise dans un état *right-to-work* avait ou non un effet sur l'ampleur de l'impact négatif de la présence syndicale sur la rémunération des dirigeants. En effet, on peut penser que le siège social reflètera la culture organisationnelle de l'entreprise en plus de se trouver relativement proche d'un certain nombre d'établissement afin de faciliter les communications et de limiter les distances à parcourir (Gomez et Tzioumis). Par ailleurs, Herod (1998) et Holmes (2006) montrent que la présence syndicale varie selon la régulation relative aux syndicats en vigueur dans l'état où se situe de siège sociale de l'entreprise.

Nous avons commencé par intégrer un terme d'interaction : $SYND * rtw_state$, qui multiplie deux variables binaire; la première indique s'il y a présence syndicale ou non et la seconde indique si le siège social de l'entreprise se situe ou non dans un état *right-to-work*. Nous trouvons que le coefficient de ce terme d'interaction est négatif, et statistiquement et économiquement significatif lorsque que la variable dépendante est le logarithme naturel de la rémunération totale (tableau 9). Cela signifie que l'impact négatif de la présence syndicale sur la rémunération totale du CEO est d'autant plus fort que l'entreprise a son siège social dans un état *right-to-work*. Nous trouvons un résultat similaire lorsque nous considérons le logarithme naturel des bonus comme variables dépendante (résultats non reportés). Lorsque nous considérons les autres composantes de la rémunération, nous trouvons que le terme d'interaction n'est pas statistiquement significatif, ce qui veut dire que la localisation du siège social dans un état *right-to-work* ne change pas l'impact qu'a la présence syndicale sur ces composantes.

TABLEAU 9

TERME D'INTERACTION

*Right – to – work State * SYND*

Variable indépendante	Rémunération totale
Présence syndicale	-0.079** (2.48)
SYND*rtw_state	-0.125*** (2.70)
CEO est chairman	0.067* (1.78)
CEO tenure	0.000 (0.06)
Proportion de directeurs indépendants	0.053 (0.94)
rendement des actifs	0.728*** (6.79)
Taille de la firme (ln(market_value))	0.456*** (47.15)
Actions détenues (%)	-2.082*** (6.79)
Contrôle pour l'année	Oui
Contrôle pour l'industrie	Oui
R²	0.4668

NOTES : Ce tableau présente les coefficients des différentes variables indépendantes obtenus via une régression MCO. Toutes les variables (dépendantes et indépendantes) ont été winsorisées à 0.5% (à chaque extrémité de la distribution) afin de neutraliser l'impact des valeurs les plus extrêmes. Nous avons utilisé dans cette régression la forme logarithmique (logarithme naturel) de la variable dépendants. Pour toute variable x, si la valeur de cette variable x est inférieure ou égale à 1, nous avons posé : ln(x)=0. Les valeurs absolues des statistiques t sont présentées entre parenthèses, en dessous de l'estimation de chacun des coefficients. Ces résultats ont été obtenus en regroupant (cluster) par entreprise. Une constante est incluse, mais non reportée. Les astérisques représentent le niveau de significativité de chaque coefficient : 1 pour cent (*), 5 pour cent (**), 10 pour cent (***)

Nous avons mené les mêmes régressions en changeant le terme d'interaction : $SYND * rust - belt$, où $rust_belt$ est une variable binaire qui indique si le siège sociale de l'entreprise se situe ou non dans un état de la *Rust Belt*. Nous ne trouvons aucun résultat statistiquement significatif (résultats non reportés).

5.5 Avant et après juin 2005 : impact du changement des normes comptables

Le changement dans les normes comptables qui a eu lieu en 2006 (Murphy, 2012) peut potentiellement avoir un impact sur les résultats, que ce soit dû à des modifications dans les méthodes d'évaluation de certains éléments de la rémunération (notamment les options), ou à la mise en œuvre de nouvelles politiques de rémunération à cause de ces nouvelles normes. Il est donc important de prendre ce changement en compte et de l'analyser spécifiquement.

Officiellement, les nouvelles normes comptables ont été mises en place en juin 2005. Cependant, le changement n'a pas été entièrement intégré dès 2005 dans Execucomp. En effet, pour les options et les actions, principales variables affectées par ce changement, on remarque que certes la distinction avant/après se fait généralement en 2005, mais quelques 233 entreprises (soit près de 16% des années listées à cette date) n'ont appliqué le changement que l'année suivante (2006).

5.5.1 *Changement des normes comptables : une brève présentation*

Le début des années 2000 a été marqué par un certain nombre de scandales comptables qui ont mené de manière plus ou moins directe à des changements dans les politiques de rémunération des CEO. On peut en premier lieu évoquer la création de la célèbre loi Sarbanes-Oxley en 2002. Cette loi établit de nouvelles normes comptables et impose une plus grande transparence financière, particulièrement pour éviter les fraudes; mais elle a également un certain nombre d'implications pour la rémunération du CEO. Évoquons dans un second temps, et c'est ce qui nous importe le plus ici, les mesures qui ont été prises par la suite concernant les stock-options. Comme nous l'avons mentionné plus haut, les normes comptables associées aux stock-options sont restées pendant longtemps relativement floues. Avant 2004, les entreprises pouvaient choisir de se conformer soit aux normes établies par le APB 25, soit à celles établies par les FAS 123. Étant donné que les normes établies par le APB 25 permettaient d'évaluer le

coût des options pour la compagnie comme leur valeur intrinsèque (Chhaochharia et Grinstein, 2009; Murphy, 2012), et que donc les options à la monnaie représentaient une dépense nulle, le APB 25 était très largement utilisé (Ellig, 2007). En décembre 2004, le *Financial Accounting Standards Board* (FASB) a émis après plusieurs révisions le FAS 123R, qui remplaçait les FAS 123 et abrogeait le APB 25. Le FAS 123R exige que les stock-options soient évaluées à leur juste valeur, laissant tout de même la possibilité aux firmes de choisir entre trois méthodes d'évaluation : Black-Scholes, Monte-Carlo ou un treillis (*lattice*). Quelques entreprises se sont conformées à ces nouvelles règles avant qu'elles ne deviennent obligatoires; mais c'est réellement en juin 2005 que le changement a été effectif. Pour ne pas alourdir notre texte, nous allons parler parfois d'avant et après 2006. Nous avons conscience que c'est ici un raccourci dans la mesure où des entreprises ont appliqué le changement avant cette date. Cependant, c'est en 2006 que les données sur la valeur Black-Scholes des stock-options disparaissent définitivement d'Execucomp.

Ces changements viennent diminuer encore davantage l'attrait des stock-options, dont l'essor avait déjà été freiné après l'éclatement de la bulle internet. La répartition des différentes composantes de la rémunération du CEO a d'ailleurs connu une légère refonte à ce moment-là, que ce soit à cause de la modification de certains postes ou de l'évolution de postes préexistants (figure 1). On remarque au travers de ce graphique que des changements similaires ont eu lieu dans les entreprises avec ou sans syndicats. On observe trois phénomènes notables, et ce, pour la rémunération des CEO de toutes les entreprises de notre échantillon : baisse de la proportion des bonus, baisse de la proportion des stock-options et hausse de la proportion des actions.

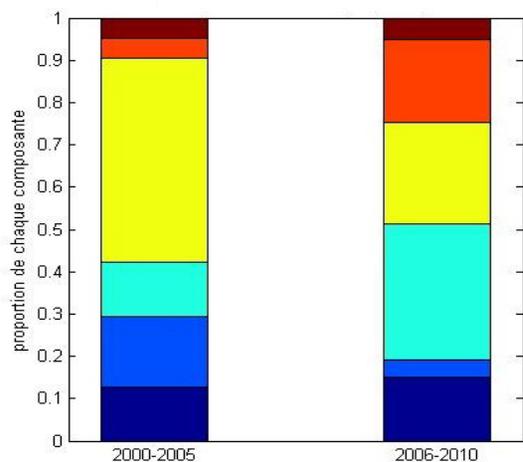


Figure 1.a : Composition de la rémunération moyenne du CEO

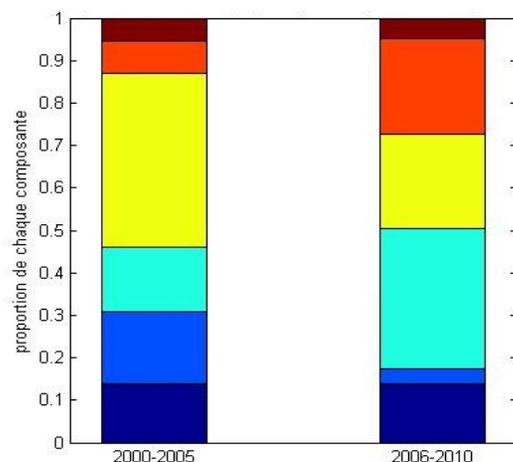


Figure 1.b : Composition de la rémunération moyenne du CEO – Entreprises avec syndicat

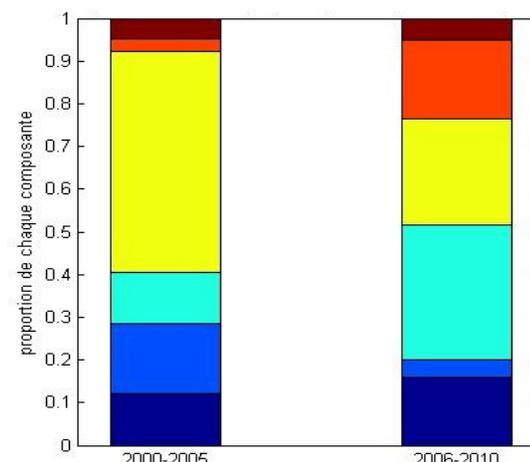


Figure 1.c : Composition de la rémunération moyenne du CEO – Entreprises sans syndicat



Figure 1 : Proportion de chaque composante dans la rémunération totale (avant et après la mise en place des nouvelles normes comptables)

NOTES: Proportion de chaque composante en pourcentage. La période 2000-2005 représente la période avant la mise en place des nouvelles normes comptables, tandis que la période 2006-2020 représente la période après la mise en place des nouvelles normes comptables.

5.5.2 Calcul de la valeur des options selon la méthode Black-Scholes sur toute la période

Soulevons ici un problème de données auquel nous avons dû faire face. Même si les différentes composantes de la rémunération restent sensiblement les mêmes (salaire, bonus, actions, options et autre), il n'en demeure pas moins que la manière de calculer ces dernières a changé. On remarque d'ailleurs que les variables disponibles dans Execucomp ne sont pas les mêmes pour un certain nombre de composantes sur l'intégralité de la période étudiée. Par exemple, la valeur des options qui rentrent dans le calcul de la rémunération totale passe de *option_awards_blk_value*⁴⁸ à *option_awards_fv*⁴⁹. Ainsi, la valeur Black-Scholes disponible généralement jusqu'en 2005 ou 2006 selon les entreprises, disparaît après cette date. La variable post-2006 qui s'en rapproche le plus est la juste valeur des options, mais comme nous l'avons vu plus haut, la méthode d'évaluation est laissée à la discrétion de la firme. À des fins de comparaison, nous avons recalculé la valeur des stock-options avec la méthode Black-Scholes (Appendice 3) sur l'intégralité de la période. Il est vrai qu'elle est donnée par Execucomp pour les années allant de 2000 à 2006, mais afin de nous assurer qu'aucune différence de calcul ne vienne altérer nos résultats, nous avons choisi de tout recalculer⁵⁰.

Nous avons suivi la procédure proposée par Execucomp (*Modified Black-Scholes Option Valuation Methodology*), et avons repris les mêmes hypothèses. Le temps à l'échéance représente 70% la durée de vie officielle de l'option, qui est généralement 10 ans. Nous avons considéré que les options étaient octroyées le 1^{er} juillet de l'année d'octroi, donnée fournie par Execucomp. Le prix d'exercice est spécifié par la compagnie. Le prix de marché de l'action est le même que le prix d'exercice, à moins que la compagnie ne le spécifie dans son proxy statement. Le taux sans risque utilisé est le taux de rendement d'une US Treasury Bond d'échéance sept ans. Nous avons calculé la volatilité des rendements mensuels sur cinq ans afin d'estimer la volatilité future. Si l'action était cotée en bourse depuis moins de 60 mois, nous avons utilisé le nombre maximum de rendements mois disponibles. Cependant, si l'action de l'entreprise était

⁴⁸ « Applies to 1992 reporting format only : The aggregate value of stock-options granted to the executive during the year as valued using Standard & Poor's Black_scholes methodology ». Execucomp

⁴⁹ « Fair value of all options awarded during the year as detailed in the Plan Based Awards table. Valuation is based upon the grant-date fair value as detailed in FAS 123R ». Execucomp

⁵⁰ Il est possible de trouver les volatilités et taux de dividendes utilisés par Execucomp dans le calcul des valeurs Black-Scholes des stock-options pour les années 2000 à 2006. Étant donné que notre étude s'étend jusqu'en 2010, il nous était impossible d'utiliser ces données si nous voulions une cohérence d'année en année

cotée en bourse depuis moins d'un an, nous avons utilisé la volatilité du S&P1500 pour calculer la valeur de l'option. La démarche concernant le taux de dividende est similaire : nous avons calculé le taux de dividendes moyen des trois dernières années; si l'action était cotée en bourse depuis moins de trois ans, nous avons utilisé le maximum de données disponibles⁵¹. Nous avons ensuite procédé à une winsorization, aussi pour la volatilité que pour le taux de dividendes, ce qui est fait dans la méthode de calcul de la valeur des options présentée par Execucomp. Avec ces données, nous calculons le prix des options. Nous trouvons un biais à hausse (tableau 10). Cela s'explique notamment par le fait que la volatilité que nous avons estimée est généralement supérieure à celle calculée par Execucomp, pour les années 2000 à 2006. Nous appelons cette nouvelle variable optBMS.

Avec cette valeur d'option optBMS, nous avons recalculé la valeur de la rémunération totale. Nous avons simplement soustrait la valeur Black-Scholes des options ou leur juste valeur, selon si on considère la période avant ou après la mise en place des nouvelles comptables, et ajouter la valeur optBMS appropriée. Nous appelons cette nouvelle variable « rémunération totale_optBMS ».

TABLEAU 10

STATISTIQUES DESCRIPTIVES DES OPTIONS OCTROYÉES ET DIFFÉRENCES EN FONCTION DES DIFFÉRENTES MÉTHODE DE CALCUL UTILISÉES

	Moyenne	écart-type	intervalle de confiance	
			borne inférieure	borne supérieure
Valeur des options - execucomp	1754.723	3499.469	1705.188	1818.041
Valeur des options recalculée	1800.257	4032.99	1731.905	1868.609
Erreur (en terme absolu)	421.621	1148.28	402.1598	441.0824

⁵¹Nous avons utilisé des données mensuelles, aussi bien pour estimer la volatilité future que le taux de dividendes moyen.

TABLEAU 11

OPTIONS BMS – Valeur des stock-options recalculée avec une méthodologie Black-Scholes

Variable indépendante	Options - optBMS	Rémunération totale - optBMS
Présence syndicale	-0.488*** (3.83)	-0.117*** (3.77)
CEO est chairman	0.035 (0.25)	0.090** (2.29)
CEO tenure	-0.018** (2.45)	0.001 (0.42)
Proportion de directeurs indépendants	0.569** (2.51)	0.049 (0.82)
rendement des actifs	1.173*** (3.21)	0.801*** (6.81)
Taille de la firme ($\ln(\text{market_value})$)	0.609*** (15.68)	0.456*** (44.14)
Actions détenues (%)	-8.994*** (9.54)	-2.148*** (6.74)
Contrôle pour l'année	Oui	Oui
Contrôle pour l'industrie	Oui	Oui
R²	0.2056	0.4511

NOTES : Ce tableau présente les coefficients des différentes variables, obtenus via une régression MCO. Les variables dépendantes ont été winsorisées à 0.5% (à chaque extrémité de la distribution) afin de neutraliser l'impact des valeurs les plus extrêmes. Nous avons utilisé dans cette régression la forme logarithmique (logarithme naturel) de la variable dépendante, i.e. la valeur des stock-options recalculée avec la méthode d'évaluation modifiée du modèle Black-Scholes utilisée par Standard & Poors ou la rémunération totale recalculée avec cette valeur d'options. Pour toute variable x, si la valeur de cette variable x est inférieure ou égale à 1, nous avons posé : $\ln(x)=0$. Les valeurs absolues des statistiques t sont présentées entre parenthèses, en dessous de l'estimation de chacun des coefficients. Ces résultats ont été obtenus en regroupant (cluster) par entreprise. Une constante est incluse, mais non reportée. Les astérisques représentent le niveau de significativité de chaque coefficient : 1 pour cent (*), 5 pour cent (**), 10 pour cent (***)

Nous menons deux régressions MCO : une sur le logarithme naturel de la valeur d'option optBMS sur la variable $SYND$ et sur le vecteur de variables de contrôle $z_{i,t}$, l'autre sur le logarithme naturel de la rémunération totale optBMS . Les résultats sont présentés dans le tableau 11. Ces résultats sont cohérents avec ce que nous avons trouvé auparavant : la présence syndicale a un impact négatif statistiquement et économiquement significatif sur la valeur des stock-options octroyées ainsi que la rémunération totale

5.5.3 Comparaison de l'impact de la présence syndicale avant et après la mise en place des nouvelles normes comptables

Nous pouvons désormais comparer l'impact de la présence syndicale sur la rémunération totale du CEO ainsi que sur ses différentes composantes avant et l'application requise des nouvelles normes comptables. En effet, on remarque que l'impact de la présence syndicale change au fil des années, et plus particulièrement avant et après 2006. Ainsi, l'impact sur la rémunération totale, qui était négatif et statistiquement significatif avant 2006 (exclus) au seuil de 1% reste négatif, mais n'est plus statistiquement significatif. Lorsque l'on mène une analyse année par année, on s'aperçoit que le coefficient n'est plus systématiquement négatif, et surtout qu'à aucun moment il n'est statistiquement significatif. La figure 2 représente l'évolution du coefficient de la variable $SYND$ lorsque la variable dépendante est le logarithme naturel de la rémunération totale du CEO, et que le vecteur de variables de contrôle est $z_{i,t}$. Nous avons ajouté les bornes inférieure et supérieure de l'intervalle de confiance pour illustrer de manière graphique la significativité du coefficient. Comme nous l'avons mentionné ci-dessus, on observe une différence notable avant et après 2006. Sur la période allant de 2000 à 2010, le coefficient croît jusqu'à devenir positif en 2006. On remarque également que le coefficient n'est plus statistiquement significatif à partir de 2006 (inclus). Nous pouvons donc conclure que l'impact de la présence syndicale a évolué de telle sorte que l'impact négatif au début de la période devient statistiquement non significatif durant la seconde moitié de la décennie considérée. Deux causes sont envisageables : la nouvelle répartition des composantes de la rémunération totale ou un changement dans l'influence des syndicats sur cette dernière. Étant donné que les stock-options ont vu leur proportion baisser fortement, nous allons nous intéresser dans un premier lieu à cette composante.

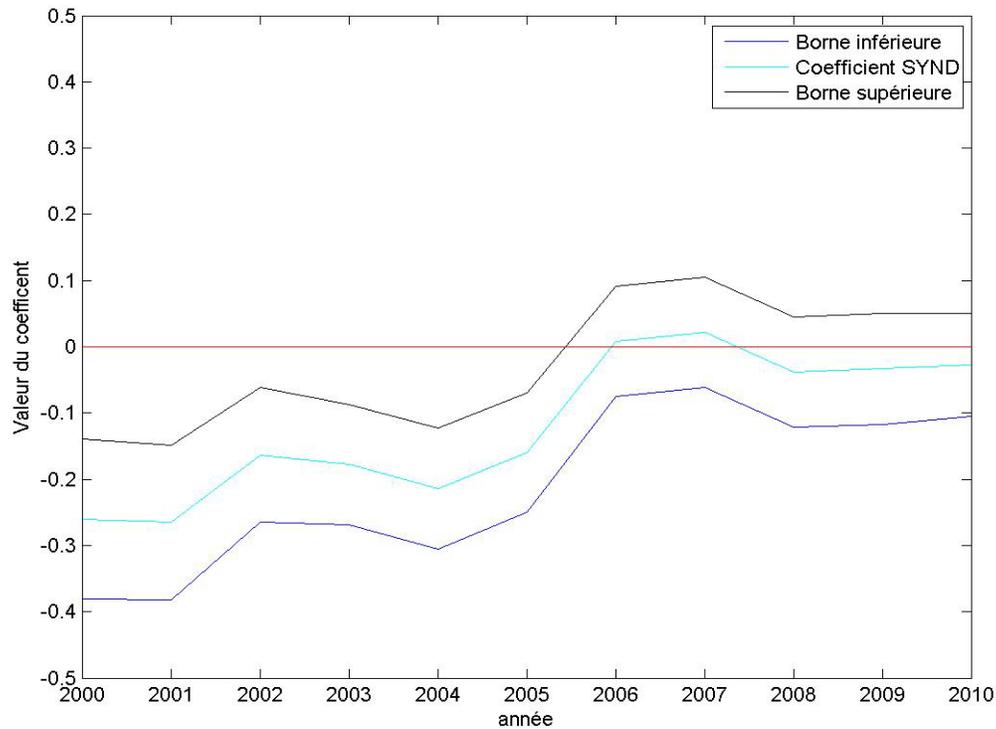


Figure 2: Évolution du coefficient de la variable SYND – Rémunération totale

Cette figure représente l'évolution de l'impact de la présence syndicale sur la rémunération totale du CEO, mesuré avec une régression MCO du logarithme naturel de la rémunération totale sur la variable $SYND_i$ et le vecteur de variable de contrôle $Z_{i,t}$.

Les bornes inférieure et supérieure représentent les bornes de l'intervalle de confiance à 95% du coefficient associé à la variable $SYND_i$.

Afin de mener une étude cohérente sur tout le long de la période, nous avons utilisé la valeur des options $optBMS$, présentée en 5.4.2. Nous avons ensuite représenté de manière graphique l'évolution du coefficient de la variable $SYND$, lorsque la variable dépendante est le logarithme naturel de notre nouvelle variable, « rémunération totale_optBMS ». On remarque que les figures 2 et 3 sont très similaires. Par ailleurs, les coefficients trouvés sont semblables, aussi bien en terme de valeur qu'en terme de significativité statistique. Ainsi, on arrive aux mêmes conclusions, que l'on considère à la rémunération totale ou à « rémunération totale_optBMS ». Notamment, on remarque que l'impact avant et après la mise en place des normes comptables n'est pas le même : pour les deux mesures de rémunération totale, nous trouvons que la présence syndicale a un impact négatif et statistiquement significatif avant la mise en place et un impact statistiquement non significatif après (cf.

tableau 12). Cela se répercute sur la significativité économique : avant la mise en place des nouvelles normes comptables, la présence syndicale réduit en moyenne la rémunération totale de 974 205 \$ (979 492 \$ si on considère la variable « rémunération totale_optBMS ») tandis qu'elle ne la réduit plus que de 86 123 \$ après (elle l'augmente de 13 882 \$ si on considère la variable « rémunération totale_optBMS »).

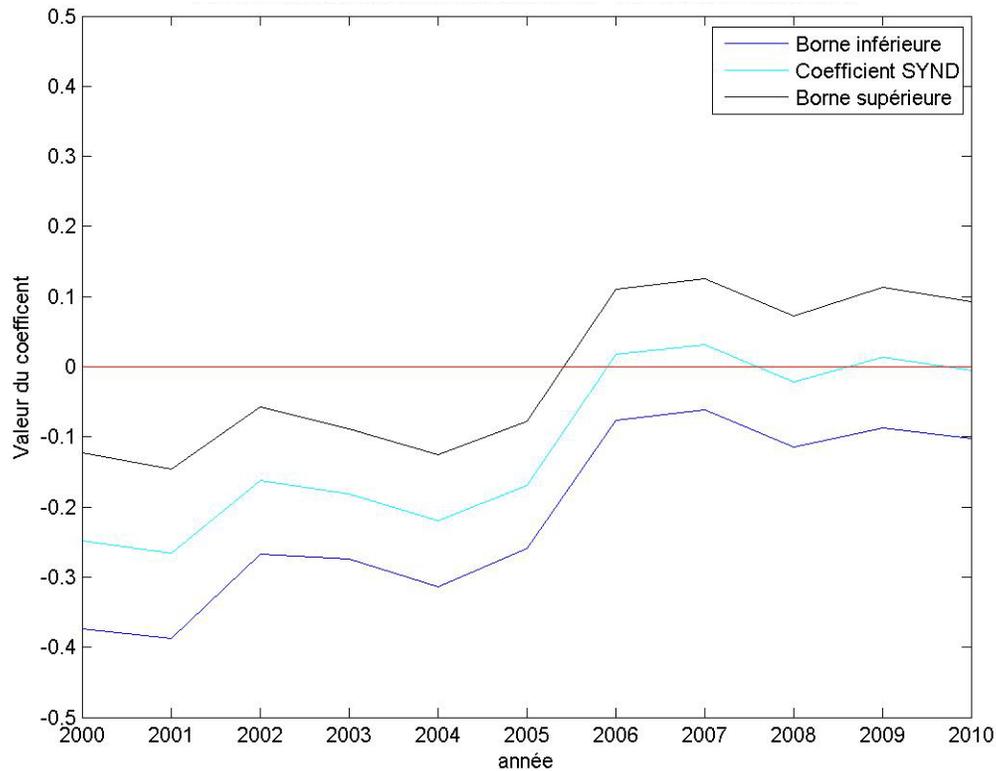


Figure 3: Évolution du coefficient de la variable SYND – Rémunération totale recalculée avec la valeur BMS des options

Cette figure représente l'évolution de l'impact de la présence syndicale sur la rémunération totale du CEO recalculé avec la valeur BMS des stock-options, mesuré avec une régression MCO du logarithme naturel de la rémunération totale recalculé avec la valeur BMS des stock-options, sur la variable $SYND_i$ et le vecteur de variable de contrôle $Z_{i,t}$.

Les bornes inférieure et supérieure représentent les bornes de l'intervalle de confiance à 95% du coefficient associé à la variable $SYND_i$.

TABLEAU 12

PRÉSENCE SYNDICALE ET RÉMUNÉRATIONS TOTALES DU CEO – Avant et après la mise en place des nouvelles normes comptable.

Variables indépendantes	Rémunération totale avant mise en place des nouvelles normes comptables	Rémunération totale après mise en place des nouvelles normes comptables	Rémunération totale - optBMS avant mise en place des nouvelles normes comptables	Rémunération totale - optBMS après mise en place des nouvelles normes comptables
Présence syndicale	-0.199*** (5.49)	-0.017 (0.55)	-0.200*** (5.39)	0.003 (0.08)
CEO est chairman	0.105** (2.17)	0.003 (0.06)	0.114** (2.31)	0.036 (0.76)
CEO tenure	0.001 (0.36)	-0.001 (0.28)	0.001 (0.45)	0.001 (0.32)
Proportion de directeurs indépendants	0.023 (0.31)	0.117* (1.85)	0.047 (0.62)	0.082 (1.14)
rendement des actifs	0.844*** (5.39)	0.576*** (4.79)	0.898*** (5.48)	0.660*** (4.76)
Taille de la firme (ln(market_value))	0.460*** (36.77)	0.448*** (41.95)	0.470*** (36.84)	0.435*** (36.83)
Actions détenues (%)	-2.404*** (6.26)	-1.729*** (4.91)	-2.505*** (6.41)	-1.704*** (4.62)
Contrôle pour l'année	Oui	Oui	Oui	Oui
Contrôle pour l'industrie	Oui	Oui	Oui	Oui
R²	0.4278	0.5247	0.4324	0.4953

NOTES : Ce tableau présente les coefficients des différentes variables, obtenus via une régression MCO. La variable dépendante a été winsorisée à 0.5% (à chaque extrémité de la distribution) afin de neutraliser l'impact des valeurs les plus extrêmes. Nous avons utilisé dans nos régressions la forme logarithmique (logarithme naturel) des variables dépendantes. Pour toute variable x, si la valeur de cette variable x est inférieure ou égale à 1, nous avons posé : ln(x)=0. La rémunération totale – optBMS représente la valeur de la rémunération totale du CEO recalculée avec la valeur des stock-options opt_BMS (i.e. la valeur des stock-options recalculée avec la méthode d'évaluation modifiée du modèle Black-Scholes utilisée par Standard & Poors). Les valeurs absolues des statistiques t sont présentées entre parenthèses, en dessous de l'estimation de chacun des coefficients. Ces résultats ont été obtenus en regroupant (cluster) par entreprise. Une constante est incluse, mais non reportée. Les astérisques représentent le niveau de significativité de chaque coefficient : 1 pour cent (*), 5 pour cent (**), 10 pour cent (***)

Les figures 4 et 5 permettent de suivre l'évolution de l'impact de la présence syndicale sur le salaire et les bonus. Soulignons ici que durant toute la période, cette dernière a eu un impact positif sur le salaire, impact par ailleurs relativement stable, si ce n'est une légère baisse entre 2002 et 2004. Il n'y a que trois années durant lesquels cet impact n'est pas statistiquement significatif : 2003, 2005 et 2009 (cf. tableau 14). Cela confirme les résultats établis précédemment : la présence d'un syndicat dans au moins un établissement de l'entreprise va être associée à un salaire plus élevé pour le CEO. Par ailleurs, nous trouvons que la présence syndicale n'a à aucun moment d'impact statistiquement significatif sur les bonus attribués. Le ROA et la taille de la firme restent variables explicatives importantes sur l'intégralité de la période (cf. tableaux 13 et 14).

Analysons maintenant l'impact de la présence syndicale sur la composante « autre rémunération » (figure 6). Cet impact est positif et statistiquement significatif sur l'intégralité de la période, à l'exception de 2002 (cf. tableau 14) : la présence syndicale tend à accroître la valeur de ce qui s'apparente à une « rémunération cachée ». Si on voit les syndicats comme un organe de contrôle, en plus du CA, ce résultat peut paraître surprenant. Même syndicats et CA ne représentent pas les mêmes partis, les premiers défendant les intérêts des employés tandis que le second défend ceux des actionnaires, certains objectifs peuvent se recouper comme limiter les rentes qu'extrait le CEO. Dans cette optique, on pourrait penser que la présence d'un syndicat dans l'entreprise aura pour effet de réduire la valeur de la compensation « rémunération cachée ». Surtout si on prend en compte le fait que durant les années 2000, davantage de règles relatives à la divulgation des informations comptables et financières ont été instaurées. Cela aurait pu permettre aux syndicats d'être mieux informés, et notamment en ce qui a trait à la rémunération du CEO, et donc de prendre des mesures adéquates pour limiter efficacement l'ampleur de la composante « autre rémunération ». En se basant uniquement sur les résultats liés à cette composante, on peut conclure aussi bien d'après la théorie des contrats optimaux que d'après l'approche du pouvoir managérial que les syndicats ne font pas un travail de surveillance suffisamment efficace sur cette dimension.

Un parallèle peut être fait entre syndicat et CA. En effet, Hermalin (2005) explique qu'une proportion de directeurs indépendants plus importante peut, ceteris paribus, être associée à une rémunération plus élevée. En effet, cette proportion plus grande de directeurs indépendants peut être vue comme une contrainte additionnelle pour le CEO qui exigera donc

une rémunération plus importante. Les syndicats peuvent eux aussi être vus comme une contrainte additionnelle. Même si la présence syndicale a un impact négatif sur la rémunération totale du CEO, elle peut entraîner une hausse de la composante « autre rémunération », le CEO souhaitant être compensé pour la contrainte supplémentaire à laquelle il doit faire face.

En conclusion, quelle qu'en soit la raison, la présence syndicale va avoir tendance à accroître de manière significative la valeur de la composante « autre rémunération », ce qui nous pousse à remettre en doute, dans une certaine mesure, l'efficacité de la surveillance des syndicats sur la rémunération du CEO, et plus précisément des composantes « cachées ».

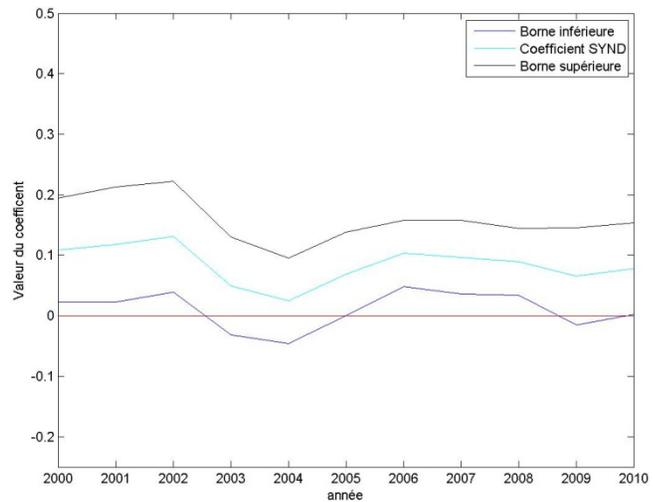


Figure 4: Évolution du coefficient de la variable SYND – Salaire

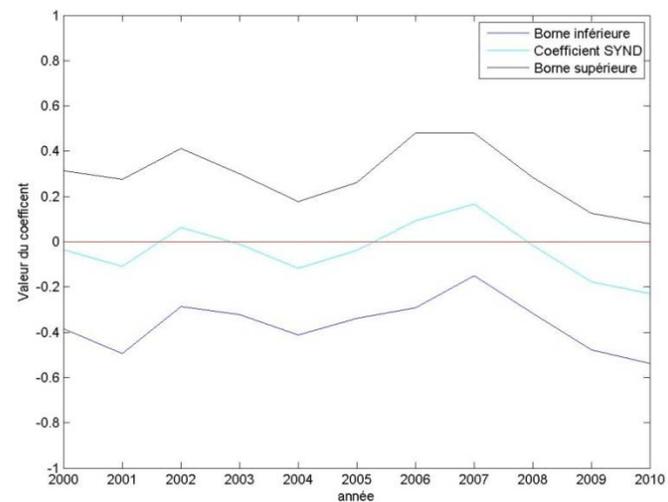


Figure 5: Évolution du coefficient de la variable SYND - Bonus

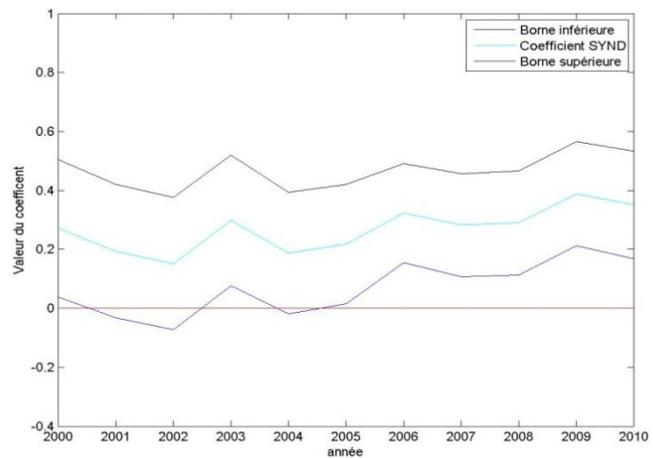


Figure 6: Évolution du coefficient de la variable SYND – Autre rémunération

Les figures 4, 5 et 6 représentent l'évolution de l'impact de la présence syndicale sur respectivement) les salaires, les bonus et la composante autre rémunération du CEO. Cet impact est mesuré avec une régression MCO du logarithme naturel du salaire, des bonus et de la composante autre rémunération respectivement, sur la variable $SYND_i$ et le vecteur de variable de contrôle $Z_{i,t}$.

Les bornes inférieure et supérieure représentent les bornes de l'intervalle de confiance à 95% du coefficient associé à la variable $SYND_i$ dans chacune des régressions.

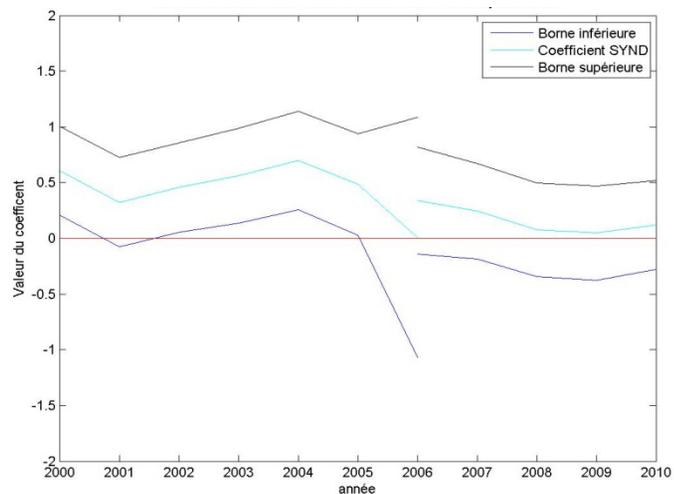


Figure 7 : Évolution du coefficient de la variable SYND – restricted grant fair value

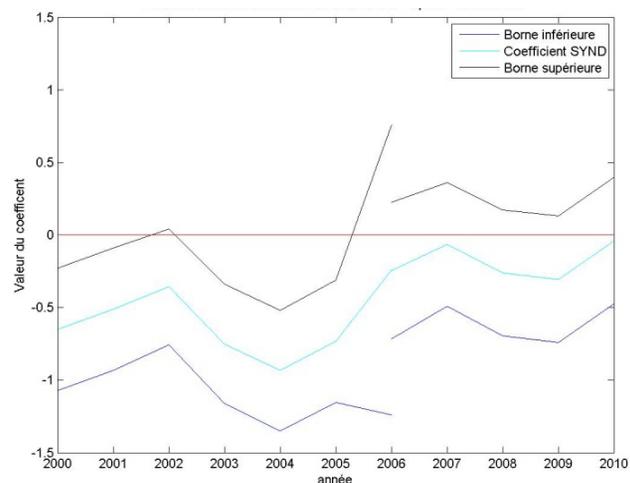


Figure 8 : Évolution du coefficient de la variable SYND – Optins : Black-Scholes (Execucomp) et fair value

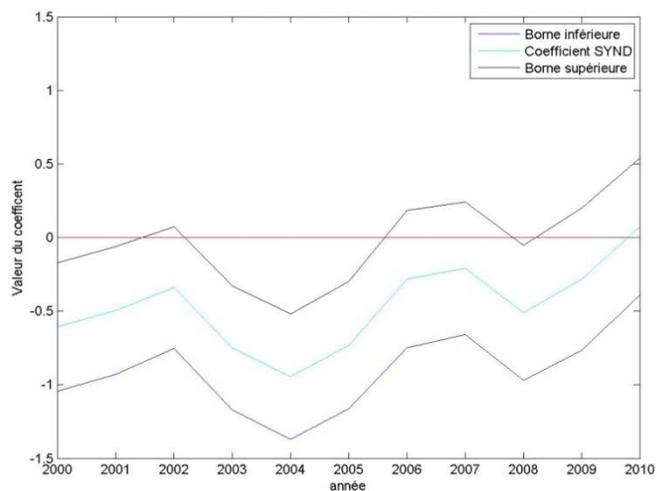


Figure 9 : Évolution du coefficient de la variable SYND – Options : valeur Black-Scholes recalculée

Les figures 7, 8 et 9 représentent l'évolution de l'impact de la présence syndicale sur, respectivement, les actions, les options telles que présentées sous Execucomp et les options dont la valeur a été recalculée avec un modèle Black-Scholes, du CEO, mesuré avec une régression MCO du logarithme naturel des actions, des options telles que présentées sous Execucomp et des options dont la valeur a été recalculée avec un modèle Black-Scholes, sur la variable $SYND_i$ et le vecteur de variable de contrôle $Z_{i,t}$.

Les bornes inférieure et supérieure représentent les bornes de l'intervalle de confiance à 95% du coefficient associé à la variable $SYND_i$ dans chacune des régressions.

Les figures 6 et 7 présentent des courbes discontinues puisqu'à partir de 2006, des changements dans les normes comptables ont eu lieu, ce qui se traduit par un changement dans les variables disponibles dans Execucomp.

TABLEAU 13

PRÉSENCE SYNDICALE ET COMPOSANTES DE LA RÉMUNÉRATION DU CEO – Avant et après la mise en place des nouvelles normes comptables

Variables indépendantes	salaire avant la mise en place des nouvelles normes comptables	salaire après mise en place des nouvelles normes comptables	bonus avant mise en place des nouvelles normes comptables	bonus après mise en place des nouvelles normes comptables	actions avant mise en place des nouvelles normes comptables	actions après mise en place des nouvelles normes comptables	options avant mise en place des nouvelles normes comptables	options après mise en place des nouvelles normes comptables	autre avant mise en place des nouvelles normes comptables	autre après mise en place des nouvelles normes comptables
Présence syndicale	0.084*** (2.83)	0.086*** (3.07)	-0.034 (0.35)	-0.012 (0.10)	0.512*** (3.63)	0.150 (0.95)	-0.651*** (4.81)	-0.179 (1.05)	0.234*** (2.69)	0.318*** (4.36)
CEO est chairman	0.011 (0.26)	0.107** (2.06)	-0.051 (0.39)	0.218 (1.52)	0.137 (0.91)	0.223 (1.14)	0.272* (1.66)	-0.348 (1.75)	0.210** (2.09)	0.015 (0.18)
CEO tenure	0.007*** (3.42)	0.005* (1.78)	-0.007 (0.95)	0.012 (1.42)	-0.040*** (5.19)	-0.049*** (5.17)	-0.016* (1.70)	-0.023** (2.28)	0.010* (1.82)	0.014*** (2.89)
Proportion de directeurs indépendants	0.202*** (2.90)	0.022 (0.33)	0.709*** (3.63)	-0.695*** (3.08)	0.171 (0.66)	0.310 (1.02)	0.068 (0.26)	1.059 (3.30)	0.181 (1.09)	0.110 (0.80)
rendement des actifs	0.331*** (3.03)	0.090 (0.10)	6.874*** (16.11)	0.864** (2.48)	0.090 (0.22)	-0.229 (0.48)	1.068** (2.39)	0.705 (1.45)	0.389 (1.35)	-0.169 (0.77)
Taille de la firme (ln(market_value))	0.184*** (13.30)	0.184*** (14.62)	0.498*** (15.61)	0.019 (0.51)	0.386*** (8.84)	0.748*** (16.65)	0.600*** (13.76)	0.678*** (13.82)	0.456*** (17.28)	0.414*** (20.24)
Actions détenues (%)	-1.134*** (2.84)	-1.066*** (2.62)	-3.407*** (3.44)	1.079 (1.07)	-2.324** (2.70)	-6.552*** (5.36)	-10.525*** (8.68)	-7.203*** (5.98)	-0.829 (1.18)	0.243 (0.32)
Contrôle pour l'année	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Contrôle pour l'industrie	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
R²	0.2001	0.2116	0.1972	0.0253	0.1244	0.1638	0.1262	0.1321	0.1808	0.2043

NOTES : Chaque colonne présente les coefficients des différentes variables obtenus via une régression MCO. Toutes les variables dépendantes ont été winsorisées à 0.5% (à chaque extrémité de la distribution) afin de neutraliser l'impact des valeurs les plus extrêmes. Nous avons utilisé dans nos régressions la forme logarithmique (logarithme naturel) des variables dépendantes. Pour toute variable x, si la valeur de cette variable x est inférieure ou égale à 1, nous avons posé : ln(x)=0. Les valeurs absolues des statistiques t sont présentées entre parenthèses, en dessous de l'estimation de chacun des coefficients. Ces résultats ont été obtenus en regroupant (cluster) par entreprise. Une constante est incluse, mais non reportée. Les astérisques représentent le niveau de significativité de chaque coefficient : 1 pour cent (*), 5 pour cent (**), 10 pour cent (***)

TABEAU 14

PRÉSENCE SYNDICALE ET RÉMUNÉRATION DU CEO – PAR ANNÉE ET PAR COMPOSANTE

	rémunération totale	Rémunération totale - optBMS	Salaire	Bonus	actions - rstkgrnt	actions - fair value	options - blk	options - fair value	optMS	autre rémunération
2000	-0.260*** (4.22)	-0.248*** (3.88)	0.109** (2.49)	-0.035 (0.20)	0.607*** (2.99)		-0.652*** (3.03)		-0.608*** (2.73)	0.272** (2.30)
2001	-0.265*** (4.45)	-0.267*** (4.33)	0.118** (2.43)	-0.110 (0.56)	0.324 (1.59)		-0.512** (2.39)		-0.494** (2.23)	0.194* (1.68)
2002	-0.163*** (3.15)	-0.162*** (3.05)	0.131*** (2.80)	0.063 (0.36)	0.456** (2.23)		-0.358* (1.76)		-0.341 (1.62)	0.152 (1.32)
2003	-0.178*** (3.82)	-0.182*** (3.85)	0.049 (1.19)	-0.010 (0.06)	0.561*** (2.58)		-0.751*** (3.59)		-0.749*** (3.48)	0.298*** (2.64)
2004	-0.214*** (4.59)	-0.220*** (4.59)	0.025 (0.68)	-0.118 (0.79)	0.699*** (3.10)		-0.934*** (4.41)		-0.946*** (4.35)	0.187* (1.78)
2005	-0.160*** (3.50)	-0.169*** (3.62)	0.069** (1.97)	-0.039 (0.25)	0.484** (2.07)		-0.733*** (3.41)		-0.731*** (3.31)	0.218** (2.11)
2006	0.008 (0.20)	0.017 (0.36)	0.103*** (3.68)	0.093 (0.47)	0.007 (0.01)	0.337 (1.38)	-0.241 (0.47)	-0.246 (1.03)	-0.282 (1.19)	0.323*** (3.77)
2007	0.021 (0.50)	0.032 (0.67)	0.097*** (3.10)	0.165 (1.03)		0.245 (1.12)		-0.065 (0.30)	-0.208 (0.90)	0.282*** (3.18)
2008	-0.038 (0.91)	-0.021 (0.45)	0.089*** (3.16)	-0.016 (0.10)		0.078 (0.36)		-0.262 (1.18)	-0.511** (2.19)	0.290*** (3.22)
2009	-0.033 (0.77)	0.013 (0.26)	0.065 (1.60)	-0.176 (1.15)		0.047 (0.22)		-0.306 (1.37)	-0.283 (1.15)	0.389*** (4.31)
2010	-0.027 (0.69)	-0.005 (0.10)	0.078** (2.02)	-0.230 (1.46)		0.122 (0.60)		-0.040 (0.18)	0.074 (0.31)	0.351*** (3.78)

NOTES : Chaque cellule présente le coefficient associé à la variable *SYND* dans une régression MCO dont les spécifications sont celles utilisées en 6.2. Par souci de parcimonie, seul ce coefficient est présenté. Toutes les variables dépendantes ont été winsorisées à 0.5% (à chaque extrémité de la distribution) afin de neutraliser l'impact des valeurs les plus extrêmes. Nous avons utilisé dans nos régressions la forme logarithmique (logarithme naturel) des variables dépendantes. Pour toute variable *x*, si la valeur de cette variable *x* est inférieure ou égale à 1, nous avons posé : $\ln(x)=0$. Les valeurs absolues des statistiques *t* sont présentées entre parenthèses, en dessous de l'estimation de chacun des coefficients. Ces résultats ont été obtenus en regroupant (cluster) par entreprise. Les astérisques représentent le niveau de significativité de chaque coefficient : 1 pour cent (*), 5 pour cent (**), 10 pour cent (***)

Venons-en maintenant aux actions et options. Commençons par les actions (figure 7). Tout d'abord, il est important de souligner que la mesure de la valeur des actions disponibles dans Execucomp n'est pas exactement la même avant et après 2006, ce qui explique la discontinuité de que l'on observe en 2006 dans la courbe représentant la valeur du coefficient *SYND*. Notons tout de suite que l'on observe le même phénomène pour les stock-options, ce qui s'explique de la même manière que pour les actions : des variables disponibles dans Execucomp qui change avant et après la mise en place des nouvelles normes comptables. Avant 2006 nous avons les *Restricted Stock Grant*⁵², et après les *Grant Date Fair Value of Stock Awarded Under Plan-Based Awards*⁵³. Chacune représente la valeur des actions utilisées pour calculer la valeur de la rémunération totale, respectivement avant et après la mise en place des nouvelles normes comptables. La présence syndicale a un impact positif et statistiquement significatif sur la valeur des actions accordées avant la mise se place des nouvelles normes comptables; après, cet impact n'est plus statistiquement significatif. Une analyse année par année montre qu'à aucun moment le coefficient associé à la variable *SYND* n'est plus statistiquement significatif à partir de 2006 (inclus). En 2000, 2002, 2003 2004 et 2005, l'impact de la présence syndicale sur la valeur des actions octroyées est positif, statistiquement significatif et d'ampleur non négligeable. Le changement dans la significativité statistique du coefficient associé à la variable *SYND* pourrait être le signe que des éléments comme la réglementation jouent depuis 2006 le rôle des syndicats, rendant marginale l'influence de ces derniers (cf. tableaux 13 et 14).

Les figures 8 et 9 représentent toutes deux l'évolution de la valeur du coefficient de la variable associée à la présence syndicale sur le logarithme de la valeur des stock-options octroyées (valeurs présentées dans Execucomp (figure 8), valeur optBMS que nous avons calculée (figure9). Soulignons que, même si ces deux figures peuvent paraître assez différentes au premier abord, elles représentent une évolution globale similaire de l'impact de la présence syndicale sur la valeur des stock-options octroyées. Analysons plus précisément l'évolution de cet impact. Les figures 8 et 9 montrent qu'après une baisse entre 2002 et 2004, le coefficient de la variable *SYND* a crû de manière importante entre 2004 et 2007 avant de se stabiliser: l'impact de la présence syndicale sur les options semble avoir été de moins en moins prégnant après

⁵² « Applies to 1992 reporting format only: The value of restricted stock granted during the year (determined as of the date of grant).

⁵³ « Fair value of all stock awards during the year as detailed in the Plan Based Awards table. Valuation is based upon the grant-date fair valueas detailed in FAS 123R.

2004, surtout après la forte hausse qui a eu lieu en 2005-2006, précisément au moment où les nouvelles normes comptables ont réellement commencé à être mises en place. En outre, le coefficient de la variable *SYND* n'est plus statistiquement significatif après 2006 aussi bien lorsque l'on considère la juste valeur des options (*option_awards_fv*) que leur valeur recalculée avec la méthodologie Black_Scholes utilisée par Execucomp (optBMS) (cf. tableau 14). Soulignons qu'en 2003 l'impact (négatif) des syndicats sur la valeur des options octroyées s'est amplifié significativement (baisse du coefficient). Entre 2002 et 2003, le coefficient a été multiplié par deux (cf. tableau 14). Cela peut être vu comme une conséquence des différents scandales qui ont eu lieu au début des années 2000 et qui ont mené au passage de la loi Sarbanes-Oxley. Ces scandales financiers ont attiré l'attention de l'opinion publique sur la rémunération des CEO (sur certaines formes de rémunération ou certains avantages comme les prêts que les entreprises ont pu consentir aux CEO). Les syndicats ont alors pu jouer le même rôle que l'opinion publique, ou l'amplifier, de telle sorte que les formes de rémunération les plus contestées, comme les options, soient réduites. D'où un impact de la présence syndicale plus important post scandales. On peut donc conclure que la présence syndicale a un impact négatif non négligeable sur les options octroyées entre 2000 et 2010. Cependant, cet effet s'est estompé après la mise en place des nouvelles normes comptables jusqu'à ne plus être statistiquement significatif à partir de 2006, si ce n'est en 2008 où la présence syndicale a un impact négatif et statistiquement significatif au seuil de 5% sur la valeur des options octroyées optBMS. Comme dans le cas des actions, on peut se demander si certains facteurs comme la législation ou la plus grande attention portée aux stock-options durant la dernière décennie n'ont pas contribué à réduire l'influence des syndicats sur cette composante.

Il est intéressant d'étudier l'impact de la présence syndicale sur la valeur des actions accordées et celle des options octroyées en même temps. En effet, on remarque qu'un parallèle peut être fait entre les significativités statistiques des coefficients de la variable *SYND* lorsque l'on considère les actions et les options. Avant 2006, les deux coefficients sont statistiquement significatifs et de signes opposés. Après 2006, aucun des deux coefficients n'est plus statistiquement significatif. Les résultats pré-2006 sont cohérents avec ceux qu'ont pu établir Kuhnen et Niessen (2012). Les syndicats que nous pouvons voir comme un organe de contrôle ayant le même impact que l'opinion publique sur la rémunération du CEO, ont un impact négatif sur la valeur des options octroyées tandis qu'ils ont un impact positif sur celle des actions accordées (soulignons qu'on observe le même phénomène lorsque nous considérons le salaire

fixe). Ainsi, entre 2000 et 2005 (inclus) la présence a réduit la valeur des options, forme de rémunération controversée, et a eu tendance à augmenter celle des actions (et du salaire fixe), forme de rémunération moins contestée. Après 2006, nous ne pouvons plus tirer les mêmes conclusions puisque les coefficients de la variable *SYND* ne sont plus statistiquement significatifs lorsque la variable dépendante est la valeur des options ou la valeur des actions. Ces non-significativités peuvent être vues comme la conséquence de la mise en place des nouvelles normes comptables. En effet, avec cette nouvelle réglementation plus contraignante, l'influence des syndicats sur les options est en quelque sorte devenue moins nécessaire : la réglementation réduit suffisamment la valeur des options octroyées, et ce, pour toutes les entreprises. Une autre explication est possible : la réglementation a lissé la valeur des options octroyées de telle sorte qu'il n'y a plus de différence significative entre les entreprises syndiquées et les entreprises non syndiquées. Ces deux explications ne sont pas exclusives. En ce qui concerne la valeur des actions, la réglementation a fait qu'il est n'était plus nécessaire pour les CEO des entreprises syndiquées d'en obtenir une plus importante puisqu'il n'y avait plus un surplus de rémunération moins controversée à aller chercher, étant donné que la valeur des options octroyées n'était plus influencée par la présence des syndicats.

Comme on a pu le voir sur les figures 2 et 3, l'impact de la présence syndicale sur la rémunération totale n'a pas été constant durant la période 2000-2010. On remarque notamment un changement important au moment où les nouvelles normes comptables relatives aux options ont été mises en place. Nous arrivons à des conclusions similaires lorsque nous séparons la période en deux (avant et après la mise en place des normes comptables) et que nous menons des régressions MCO de $\ln(\text{rémunération totale})$ et $\ln(\text{rémunération totale_optBMS})$ sur la variable *SYND* et sur le vecteur de variables de contrôle $z_{i,t}$, et ce sur chacune des deux sous-périodes. Comme déjà mentionné, nous trouvons dans les deux cas qu'après la mise en place des nouvelles normes comptables, l'impact de la présence syndicale reste, comme entre 2000 et 2005, négatif et statistiquement significatif, mais il diminue. On peut se demander ici si cette baisse est liée au fait que la proportion d'options dans la rémunération totale ait diminué de manière drastique, ou au fait que l'influence de la présence syndicale soit moins prégnante.

Afin de déterminer si la réduction de la valeur des options octroyées est (en partie) responsable de l'accroissement du coefficient de la variable *SYND*, ou si ce dernier est

principalement attribuable à une baisse de l'impact de la présence syndicale, nous avons mené une analyse *ceteris paribus* afin d'essayer de calculer quel aurait été l'impact de la présence syndicale sur la rémunération totale si la valeur moyenne des options octroyées avant 2006 avait été la même après. Dans un premier temps, nous avons calculé la valeur moyenne des options octroyées par entreprise avant 2006⁵⁴. Nous avons ensuite recalculé la valeur de la rémunération totale après 2006, en remplaçant la juste valeur des options (*stock_awards_fv*) par la valeur moyenne par entreprise des options octroyées établie précédemment. Ainsi, nous trouvons un niveau hypothétique de la rémunération totale, niveau qui aurait pu être observé si la valeur des options octroyées était restée sensiblement la même. Nous avons ensuite régressé le logarithme naturel de cette rémunération hypothétique sur la variable *SYND* et sur le vecteur de variables de contrôle $z_{i,t}$. Les résultats sont présentés dans le tableau 15. Nous comparons ensuite ce coefficient à celui trouvé en régressant $\ln(\text{rémunération totale_BMS})$ sur ces mêmes variables, sur la période post 2006.

⁵⁴ Nous utilisons ici la valeur moyenne des options recalculée avec un modèle Black-Scholes sur l'intégralité de la période, i.e. moyenne de la variable *optBMS*.

TABLEAU 15

PRÉSENCE SYNDICALE ET RÉMUNÉRATION HYPOTHÉTIQUE DU CEO

Variables indépendantes	Rémunération totale hypothétique	Rémunération totale hypothétique - après la mise en place des nouvelles normes comptables
Présence syndicale	-0.165*** (4.96)	-0.131*** (3.48)
CEO est chairman	0.089** (2.12)	0.045 (0.87)
CEO tenure	0.000 (0.09)	-0.001 (0.28)
Proportion de directeurs indépendants	0.012 (0.19)	-0.013 (0.17)
rendement des actifs	0.658*** (5.10)	0.295** (2.05)
Taille de la firme (ln(market_value))	0.458*** (39.52)	0.448*** (33.22)
Actions détenues (%)	-2.373*** (6.22)	-2.163*** (4.05)
Contrôle pour l'année	Oui	Oui
Contrôle pour l'industrie	Oui	Oui
R²	0.4673	0.4980

NOTES : Ce tableau présente les coefficients des différentes variables obtenus via une régression MCO. La variable dépendante est la rémunération totale calculée avec la valeur des options Black Scholes si disponible dans Execucomp. Sinon, elle représente la rémunération totale, moins la valeurs des *stock-option awards fair value*, plus la moyenne, par entreprise, de la valeur Black Scholes des options octroyées avant la mise en place des nouvelles normes comptables. Toutes les variables (dépendantes et indépendantes) ont été winsorisées à 0.5% (à chaque extrémité de la distribution) afin de neutraliser l'impact des valeurs les plus extrêmes. Nous avons utilisé dans cette régression la forme logarithmique (logarithme naturel) de la variable dépendante. Pour toute variable x, si la valeur de cette variable x est inférieure ou égale à 1, nous avons posé : ln(x)=0. Les valeurs absolues des statistiques t sont présentées entre parenthèses, en dessous de l'estimation de chacun des coefficients. Ces résultats ont été obtenus en regroupant (cluster) par entreprise. Une constante est incluse, mais non reportée. Les astérisques représentent le niveau de significativité de chaque coefficient : 1 pour cent (*), 5 pour cent (**), 10 pour cent (***)

Nous trouvons qu'avec une valeur moyenne d'options octroyées comparable à celle que les CEO ont reçue avant 2006, l'impact de la présence syndicale est négatif et statistiquement significatif au seuil de 1%. Il est économiquement significatif également : la présence syndicale diminuerait la rémunération totale d'environ 12.28%. Le « vrai » coefficient est négatif, mais non statistiquement significatif. Cela implique que la baisse de la valeur des options octroyées est sans doute en partie responsable de l'accroissement du coefficient de la variable *SYND*, lorsque l'on considère la rémunération totale. En effet, si la valeur des options était restée sensiblement la même, l'impact de la présence syndicale après 2006 aurait été davantage comparable à celui avant 2006 (baisse de la rémunération totale - optBMS de 18% environ lorsqu'il y a présence syndicale), même si cet écart de six points n'est sans doute pas négligeable. On peut donc conclure que la baisse de l'impact de la présence syndicale sur les options est notamment la conséquence de la baisse de la valeur des options octroyées mais qu'il est tout de même envisageable que l'influence des syndicats en elle-même ait diminuée.

6 Conclusion

L'impact de la présence syndicale sur la rémunération des CEO reste un sujet relativement peu traité. Le présent mémoire a étudié l'impact sur la rémunération du CEO de la présence d'un syndicat dans au moins un établissement de l'entreprise aux États-Unis entre 2000 et 2010. Les résultats obtenus en répliquant l'étude de Gomez et Tzioumis ne sont (mêmes variables de contrôle) pas systématiquement les que ceux qu'eux ont pu établir. Certes, nous trouvons comme eux que la présence syndicale a un impact négatif et significatif, aussi bien statistiquement qu'économiquement, sur la rémunération totale du CEO : elle va réduire en moyenne la rémunération totale d'environ 18%. Par contre nous ne trouvons pas d'effet statistiquement significatif sur la variable *cashpay*.

Les résultats que nous trouvons en utilisant d'autres variables de contrôle comme la valeur au marché des actifs de la firme, montrent que la présence syndicale va avoir tendance à réduire la rémunération totale du dirigeant : nous observons une baisse moyenne d'environ 11%. L'impact qu'elle aura va cependant varier d'une composante à l'autre de cette rémunération : impact fortement négatif sur les options (-35.66% en moyenne), impact non statistiquement significatif sur les bonus, impact positif sur les salaires (+8.98% en moyenne), les actions (+40% en moyenne) et la composante « autre rémunération » (+31.39% en moyenne).

On peut voir à lumière de ces résultats que les syndicats jouent le rôle d'un organe de contrôle dans la mesure où leur présence va être associée à une valeur d'options octroyées, options qui représentent une forme de rémunération controversée. Il apparaît que la présence syndicale va avoir un impact similaire à celui de l'opinion publique : une valeur d'options octroyées plus faible qui est, en partie au moins, contrebalancée par une hausse des composantes de la rémunération moins contestées comme le salaire fixe et les actions. Ces résultats sont cohérents avec ceux établis par Kuhnen et Niessen (2012) qui étudient la relation entre opinion publique (mauvaise presse) et rémunération du CEO. Cependant, la surveillance des syndicats semble limitée dans la mesure où leur présence va accroître la valeur de la composante « autre rémunération » qui s'apparente en partie à de la « rémunération cachée ».

Les résultats issus de l'analyse des sous périodes avant et après la mise en place des nouvelles normes comptables FAS 123R sont fort intéressants. Ils montrent que le changement de réglementation a fait évoluer l'impact de la présence syndicale sur la rémunération du CEO ainsi que sur certaines de ses composantes. Après la mise en place de ces nouvelles normes comptables, la présence syndicale n'a plus d'impact statistiquement significatif ni sur la rémunération totale du CEO, ni sur les actions; l'impact sur les options diminue (*option_awards_fv*) (voire n'est plus statistiquement significatif (*optBMS*)), ce qui est notamment attribuable à une baisse de la valeur des options octroyées et pas seulement à une hypothétique diminution de l'influence des syndicats. Ces éléments nous mènent à conclure que la mise en place des normes FAS 123R a permis de réguler en partie les politiques de rémunération des CEO : la surveillance des syndicats a moins d'impact étant donné que toutes les entreprises sont soumises aux mêmes règles.

Ce mémoire permet de montrer qu'il est important de ne pas se limiter à l'étude de l'impact de la présence syndicale sur la rémunération totale. En effet, d'une composante à une autre, l'impact de la présence syndicale peut varier, aussi en termes d'ampleur qu'en termes de signe. Il permet également de voir que la réglementation va avoir une influence sur l'impact de la présence syndicale sur la rémunération du CEO et ses composantes. Par ailleurs, même si les syndicats ont avant tout pour mission de défendre les employés, on remarque qu'ils sont également dans une certaine mesure des représentants de l'opinion publique au sein de l'entreprise.

Il serait intéressant d'analyser, dans des études ultérieures, l'impact de la présence syndicale en fonction du taux de syndicalisation, mais aussi en fonction du degré d'engagement, voire de virulence du syndicat.

7 Bibliographie

Abowd, John M. (1989). *The Effect of Wage Bargains on the Stock Market Value of the Firm*, The American economic Review, Vol. 79, n° 4 (septembre), p. 774-800.

Addison, John T. et Barry T. Hirsch (1989). *Union Effects on Productivity, Profits, and Growth: Has the Long Run Arrived?*, Journal of Labor Economics, Vol. 7, n° 1 (janvier), p. 72-105.

Agarwal, Naresh C. et Parbudyal Singh (2002). *Union Presence and Executive Compensation: An Exploratory Study*, Journal of Labor Research, Vol. 23, n° 4 (automne), p. 633-648.

Agrawal, Ashwini K. (2012). *Corporate Governance Objectives of Labor Union Shareholders: Evidence from Proxy Voting*, Review of Financial Studies, Vol. 25, p. 187-226.

Banning, Kevin et Ted Chiles (2007). *Tradeoffs in the Labor Union-CEO Compensation Relationship*, Journal of Labor Research, Vol. 28, n° 2, p. 347-57.

Bebchuk, Lucian Arye et Jesse M. Fried (2003). *Executive Compensation as an Agency Problem*, The Journal of Economic Perspectives, Vol. 17, n° 3 (été), p. 71-92.

Bebchuk, Lucian Arye et Jesse M. Fried (2004). *Pay without Performance: The Unfulfilled Promise of Executive Compensation*, Cambridge and London: Harvard University Press.

Bennet, James T. et Bruce E. Kaufman (2007). *What Do Unions Do? A Twenty-year Perspective*, New Brunswick (U.S.A.) and London (U.K.), Transaction Publishing, 660 p.

Berle, Adolf A. Jr. et Gardiner C. Means (1932). *The Modern Corporation and Private Property*, Transaction Publishers.

Bronfenbrenner, Kate (2009). *No Holds Barred: The Intensification of Employer Opposition to Organizing*, Washington, DC, Economic Policy Institute.

Budd, John W. (2008). *Labor Relations: Striking a Balance*, Second Edition, McGraw – Hill Irwin, 588 p.

Card, David, Thomas Lemieux et W. Craig Riddell (2004). *Unions and Wage Inequality*, Journal of Labor Research, Vol. 25, n° 4 (octobre), p. 519-562.

Chhaochharia, Vidhi et Yaniv Grinstein (2009). *CEO Compensation and Board Structure*, The Journal of Finance, Vol 69, n° 1 (février), p. 231-261.

Chen, Huafeng, Marcin Kacperczyk et Hernán Ortiz-Molina (2011). *Labor unions, operating flexibility, and the cost of equity*, Journal of Financial and Quantitative Analysis, Vol. 46, p. 25-58.

Clark, Kim B. (1984). *Unionization and Firm Performance: The Impact on Profits, Growth, and Productivity*, The American Economic Review, Vol. 74, n° 5 (décembre), p. 898-919.

Conyon, Martin, Nuno Fernandez, Miguel.A Ferreira, Pedro Matos. In Boery et Kevin J. Murphy (2011). *The Executive Compensation Controversy: A Transatlantic Analysis* (ICS 2011-002), Working paper.

Cooper, John, W. (2004). *Effects of Right to Work Laws on Employees, Unions and Businesses*.

Core, John E., Robert W. Holthausen et David F. Larcker (1999). *Corporate Governance, Chief Executive Officer Compensation, and Firm Performance*, Journal of Financial Economics, Vol. 51, p. 371-406.

Core, John E., Wayne R. Guay et Randall S. Thomas (2005). *Is U.S. CEO Compensation Inefficient Pay Without Performance?*, Michigan Law Review, Vol. 103, p. 1142-1185.

DiNardo, John, Kevin F. Hallock et Jörn-Steffen Pischke (2000). *Unions and the Labor Market for Managers*, CEPR Working Paper n° 2418.

DiNardo, John, Kevin F. Hallock et Jörn-Steffen Pischke (1997). *Unions and Managerial Pay*, NBER Working Paper n° 6318.

Edmans, Alex, Xavier Gabaix et Augustin Landier (2009). *A Multiplicative Model of Optimal CEO Incentives in Market Equilibrium*, Review of Financial Studies, Vol. 22, n° 12, p. 4881-4917.

Edmans, Alex et Xavier Gabaix (2009). *Is CEO Pay Really Inefficient? A Survey of New Optimal Contracting Theories*, European Financial Management, Vol. 15, n° 3, p. 486-496.

Ellig, Bruce R. (2007). *The Complete Guide to Executive Compensation*, Second Edition McGraw-Hill, 736 p.

Elwood, David T. et Glenn Fine (1987). *The Impact of Right-to-Work Laes on Union Organizing*, Journal of Political Economy, Vol. 95, n° 2 (Avril), p250-273

Farber, Henry S. et Alan B. Krueger (1992). *Union Membership in the United States: The Decline Continues*, NBER Working Paper, n° 4216

Fossum, John A. (2012). *Labor Relations: development, Structure, Process*, Eleventh Edition, McGraw-Hill Irwin, 623 p.

Freeman, Richard B. et James L. Medoff (1984). *What do Unions do?*, New York: Basic Books, 293 p.

Freeman, Richard B. (2005). *What Do Unions Do? The 2004 M-Brane Stringtwister Edition*, NBER Working Paper, n° 11410

Frydman, Carola et Dirk Jenter (2010). *CEO Compensation*, Annual Review of Financial economics, Vol. 2 (décembre), p. 75-102.

Frydman, Carola et Rave E. Saks (2010). *Executive Compensation : A New View from a Long-Term Perspective: 1936-2005*, The Review of Financial Studies, Vol. 23, n° 5, p. 2099-2138.

Gabaix, Xavier et Augustin Landier (2008). *Why has CEO Pay increased so Much?*, Quaterly Journal of Economics, Vol. 123, n° 1, p.49-100.

Gomez, Radael et Konstantinos Tzioumis (2007). *What do unions do to CEO compensation?*, Working Paper, Center for Economic Performance Discussion, n°. 720.

Greene, William H. (2011). *Econometric Analysis*, Seventh Edition, Prentice Hall, 1188 p.

Gujarati, Damodar N. (2003). *Basic Econometrics*, Fourth Edition, McGraw-Hill, 1002 p.

Hall, Brian J. et Kevin J. Murphy (2003). *The trouble with Stock-options*, Journal of Economic Perspectives, Vol. 17, n°3, p. 49-70.

Hermalin, Benjamin E. (2005). *Trends in Corporate Governance*, Journal of Finance, Vol. 60, n° 5, p. 2351-2384.

Hermalin, Benjamin E. et Michael S. Weisbach (1998). *Endogenously Chosen Boards of Directors and Their Monitoring of the CEO*, American Economic Review, Vol. 88, n° 1, p.96-118.

Herod, Andrew (1998). *Organizing the Landscape: Geographical Perspectives on Labor Unionism*, University of Minnesota Press, 375 p.

Hirsch, Barry T. (1991a). *Union Coverage and Profitability Among U.S. Firms*, Review of Economics and statistics, Vol. 73, n° 1 (février), p. 69-77.

Hirsch, Barry T. (1991b). *Labor Unions and the Economic Performance of Firms*, Kalamazoo Michigan, W. E. Upjohn Institute for Employment Research, 142 p.

Hirsch, Barry T. (1997). *Unionization and Economic Performance: Evidence on Productivity, Profits, Investment and Growth*, Fazil Mihlar, éd. Unions and Right-to-Work Laws, Vancouver, B.C.: The Fraser Institute, p. 35-70.

Hirsch, Barry T. (2004). *What do Unions Do For Economic Performance?*, Journal of Labor Research, Vol. 25, n° 3, p. 415-455.

Hite, Gailen L. et Michael S. Long (1982). Taxes an executive stock-options, *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 4, n° 1, p. 3-14.

Holmes, Thomas J. (2006). *Geograpgic Spillover of Unionism*, NBER Working Paper, n° 12025

Holmström, Bengt (2005). *Pay without Performance and the Managerial Power Hypothesis: a Comment*, Journal of Corporation Law, Vol. 30, p. 703-713.

Jensen, Michael C. et Kevin M. Murphy (1990a). *Performance Pay and Top-Management Incentives*, Journal of Political Economy, Vol. 98, n° 2, (avril), p. 225-264.

Jensen, Michael C. et Kevin M. Murphy (1990b). *CEO Incentives : It's not how much You Pay, But How*, Harvard Business Review, Vol. 68, n° 3 (mai -juin), p. 138-153.

Jensen, Michael C., Kevin J. Murphy et Eric G. Wruck (2004). *Remuneration: Where we've been, how we got to here, what are the problems, and how to fix them*, Working Paper, Harvard Business School.

Kuhnen, Camelia M. et Jeffrey Zwiebel (2008). *Executive Pay, Hidden Compensation and Managerial entrenchment*, Working paper, Stanford University.

Kuhnen, Camelia M. et Alexandra Niessen (2012). *Public Opinion and Executive Compensation*, Management Science, Vol.58, n° 7, p. 1249-1272.

Lumsden, Keith et H. Craig Petersen (1975). *The Effect of Right-to-Work Laws on Unionization in the United States*, Journal of Political Economy, Vol. 83, n° 6 (Décembre), p. 1237-1248

Mitukiewicz, Alexandra et John Schmitt (2012). *Politics Matter: Changes in Unionisation Rates in Rich Countries, 1960–2010*, Industrial Relations Journal, Vol. 43, n° 3 (mai), p. 260-280

Moore, William J. (1998). *The determinants and effects of Right-to-Work laws: A review of the recent literature*. Journal of Labor Research, Vol. 19, n° 3, p. 445-470.

Murphy, Kevin J. (1999). *Executive Compensation*, Handbook of Labor Economics, éd. Orley Ashenfelter and David Card, Vol. 3B, p. 2485-563.

Murphy, Kevin J. (2002). *Explaining Executive Compensation: Managerial Power versus the Perceived Cost of Stock-options*, The University of Chicago Law Review, Vol. 69, n° 3 (été), p. 847-869

Murphy, Kevin J. (2012). *Executive Compensation: Where We Are and How We Got There*, Handbook of the Economics of Finance, Elveiser Science North Holland, Forthcoming

Murphy, Kevin J. et Ján Zábajník (2004). *CEO pay and appointments: A market-based explanation for recent trends*, American Economic Review, Vol. 94, n° 2, p. 192-196.

Rosen, Sherwin (1981). *The Economics of Superstars*, American Economic Review, Vol. 71, n°5 (décembre), p. 845-858.

Rosen, Sherwin (1982). *Authority, Control and the Distribution of Earnings*, Bell Journal of Economics, Vol. 13, n°2 (automne), p. 311-323.

Rosen, Sherwin (1992). *Contracts and the Market for Executives*, NBER Working Paper, n° 3542.

Ruback, Richard S. et Martin B. Zimmerman (1984). *Unionization and Profitability: Evidence from the Capital Market*, Journal of Political Economy, Vol. 92, n° 6 (décembre), p. 1134-1157

Slaughter, Matthew J. (2007), *Globalization and Declining Unionization in the United States*, Industrial Relations, Vol. 46, n° 2, p. 329-346.

Terviö, Marko (2003). *The Difference that CEOs Make: An Assignment Model Approach*. Unpublished Paper, University of California, Berkeley.

Terviö, Marko (2008). *The Difference that CEOs Make: An Assignment Model approach*. The American Economic Review, Vol. 98, n° 3, p. 642-668.

Weisbach, Michael S. (2007). *Optimal Executive Compensation versus Managerial Power: A Review of Lucian Bebchuk and Jesse Fried's "Pay without Performance: The Unfulfilled Promise of Executive Compensation"*. Journal of Economic Literature, Vol. 45, n° 2 (juin), p. 419-428.

Yermack, David (2005), *Flights of Fancy: Corporate Jets, CEO Perquisites, and Inferior Shareholder Returns*, Journal of Financial Economics, Vol. 80, n° 1, p. 211-242.

8 Appendices

8.1 Appendice 1

Syndicats, législation et politique

Durant les décennies qui suivirent la naissance des syndicats, il n'existait pas de lois du travail. Les syndicats étaient donc soumis au droit des affaires ainsi qu'à des doctrines de *common-law*, liées à différents domaines juridiques comme la conspiration, les droits de propriété et manquements au contrat. Favorisant le droit de propriété et les droits individuels, les syndicats ont longtemps souffert de cette législation, ou plutôt de cette absence de législation (Budd, 2008)

En 1932, un an à peine avant l'arrivée de Roosevelt et l'instauration du New Deal, le Norris-La Guardia Act est promulgué. Il interdit les injonctions fédérales lors de conflits de travail non violents, ainsi que les *yellow-dog contracts*⁵⁵. En 1935, le *National Labor Relations Act* (NLRA), également appelé *Wagner Act*, marque un tournant important. Cette loi « protège les droits des employés du secteurs privé qui souhaitent s'engager dans une action concertée, commune. Budd (2008) va même jusqu'à dire que « le Wagner Act reste l'élément central des lois du travail actuelles dans le secteur privé »⁵⁶. Le NLRA, toujours effectif, a donné naissance au NLRB (*National Labor Relations Board*), agence gouvernementale indépendante qui gère encore aujourd'hui les élections syndicales ainsi que les infractions au code du travail.

Durant les années qui suivirent, différents amendements ont été apportés à cette loi, notamment le *Taft-Hartley Act* de 1947 et le *Landrum-Griffin Act* (ou *Labor Management Reporting and Disclosure Act*, LMRDA) de 1959. Le premier nuance la victoire des syndicats de 1935 en posant un certain nombre de restrictions sur les actions syndicales, renforçant les droits individuels, en explicitant les droits des employeurs et en modifiant la procédure de résolution de conflits (Budd, 2008). Cet amendement a permis la création des *right-to-work law* et donc des *right-to-work states*. Le LMRDA fournit des standards en ce qui a trait au rapport et à la divulgation de certaines informations financières et des pratiques organisationnelles des

⁵⁵ Clause qui stipule, dans un contrat entre employeur et employé, que ce dernier accepte comme condition d'emploi de ne pas devenir membre d'un syndicat

⁵⁶ Traduction libre, p 166.

syndicats. Ces mesures doivent permettre d'éviter la corruption au sein des organisations syndicales ainsi que d'assurer le fonctionnement démocratique de ces dernières.

Revenons plus précisément sur les *right-to-work states*. Ils sont à l'heure actuelle au nombre de 23 (appendice 2), depuis que l'Indiana a mis en place des *right-to-work laws* en 2012. Ces *right-to-work laws* font en sorte que l'appartenance syndicale ne soit plus une condition à l'emploi. Les opposants à cette loi parle de *right-to-wreck laws*, tandis que les défenseurs la voient comme une protection de la liberté d'association et du droit de choisir de devenir membre ou non d'un syndicat (Fossum, 2012). L'Amérique est donc scindée en deux entre les *right-to-work states* où la législation est plutôt hostile aux syndicats, et les *non right-to-work states* où la création et la survie d'un syndicat pourraient être, en théorie, facilités par un certain nombre (ou par l'absence de certaines) lois. Comme on peut le voir dans l'appendice 2, les *right-to-work states* se trouvent majoritairement dans la Sun Belt, avec quelques états proches de la région des grandes plaines. Les *non right-work-states* se situent principalement autour de la Rust Belt et sur la côte ouest. On peut remarquer que le découpage *right-to-work/non right – to-work states* et républicains/démocrates (lors des élections présidentielles) n'est pas parfait. Les états qui ont voté républicains ne sont pas pour autant des *right-to-work states*. Par exemple, l'Alaska et le Montana ont voté républicains lors des quatre derniers scrutins présidentiels, mais n'ont mis en œuvre aucune *right-to-work law*. On peut remarquer cependant que parmi les états qui ont voté démocrates lors des quatre dernières élections présidentielles, aucun n'est un *right-to-work state*.

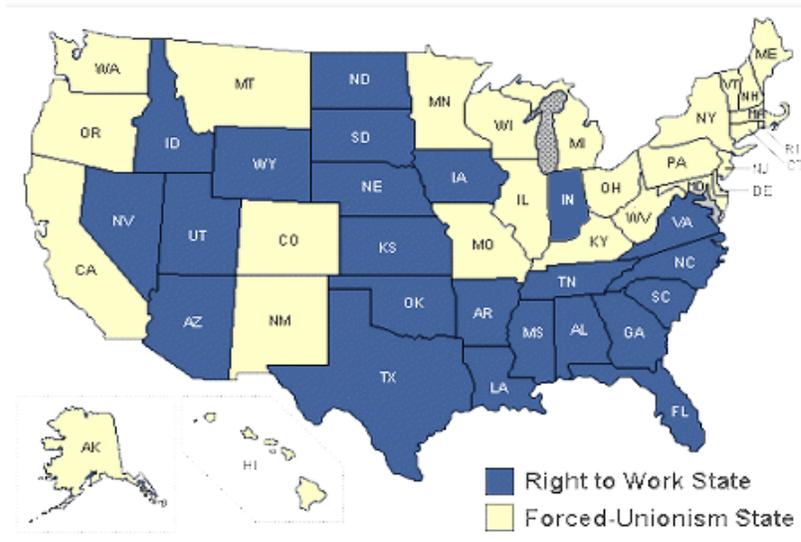
Nous avons évoqué un peu plus haut sans pour autant le nommer, le concept de *closed shop* : être membre du syndicat de l'entreprise est une condition d'emploi. Le Taft-Hartley Act interdit les *closed shop*, mais les *union shop* restent permis dans les états qui ne sont pas des *right-to-work states*. La différence est subtile: les *union shop* n'imposent pas comme condition d'emploi que l'employé soit membre du syndicat, mais l'employeur accepte que tous les employés non-membres deviennent membres dans un laps de temps prédéfini, sous peine de perdre leur emploi.

On peut donc voir qu'il existe des lois pour protéger les syndicats, mais également d'autres lois pour limiter leur pouvoir, et que cette régulation du pouvoir syndical est d'autant plus forte que l'état considéré est un *right-to-work state*. Depuis l'apparition des *right-to-work laws*, plusieurs auteurs ont tenté de savoir si ces lois avaient effectivement un impact sur la

syndicalisation, et ce très tôt. En effet, par exemple en 1955 Kuhlman et Meyers ont tous les deux publié un article s'intéressant aux effets de ces *right-to-work laws* respectivement en Virginie et au Texas, montrant que l'adoption de telles lois n'entraîne au final que peu de changements. Petersen et Lumsden (1975) montrent en se basant sur un modèle qui envisage l'adhésion à un syndicat comme la conséquence d'une décision prise par chacun des travailleurs pour maximiser son utilité, que les *right-to-work states* ont un pourcentage de syndicalisation légèrement plus faible que les autres, mais que cette différence est en grande partie attribuable aux préférences des populations de ces états. Douze ans plus tard, Elwood et Fine (1987) publient un article qui ne s'intéresse pas simplement à l'impact des lois *right-to-work* sur la quantité de travailleurs syndiqués, mais davantage aux flux de travailleurs qui se tournent vers le syndicalisme. Les auteurs trouvent que les lois *right-to-work* ont un impact négatif sur le taux de syndicalisation. En effet, elles diminueraient ce dernier de 5 à 10%. Par ailleurs, différentes études menées sur le sujet montrent que ces lois sont en partie responsables de la baisse du taux de syndicalisation après les années 1950 dans le secteur privé (Moore, 1998). Cependant, on trouve également dans la littérature un certain nombre d'études qui montrent une fois qu'on contrôle pour les préférences des individus dans les états concernés, les lois *right-to-work* n'ont généralement aucun impact sur le taux de syndicalisation dans ces états. Cooper (2004) conclut donc que l'impact des lois *right-to-work* reste incertain : soit elles n'ont aucun impact sur la syndicalisation à l'intérieur de l'État concerné, soit elles la diminuent de 0 à 8%.

8.2 Appendice 2

États Right-to-Work⁵⁷



Alabama	Dakota du Nord	Indiana	Nebraska	Utah
Arizona	Dakota du Sud	Iowa	Nevada	Virginie
Arkansas	Floride	Kansas	Oklahoma	Wyoming
Caroline du Nord	Géorgie	Louisiane	Tennessee	
Caroline du Sud	Idaho	Mississippi	Texas	

⁵⁷National Right to Work : <http://www.nrtw.org/rtws.htm>

8.3 Appendice 3

Méthodologie Black-Scholes – Évaluation d’option d’achat européenne

Nous avons essayé de répliquer les calculs menés par Execucomp pour calculer la valeur Black an Scholes des options octroyées aux dirigeants⁵⁸. Execucomp explique la méthode utilisée pour calculer chacune des différentes variables à inclure dans la formule de calcul de la valeur d’option. La formule Black an Scholes pour calculer le prix d’une option d’achat européenne est la suivante :

$$c = S * e^{-y*(T-t)} * N(d_1) - K * e^{-r*(T-t)} N(d_2)$$

Où :

S : prix de l’actif sous-jacent (action de l’entreprise ici)

K : prix d’exercice

y : taux de dividendes annuel

$T - t$: temps restant jusqu’à l’échéance ($t = 0$ ici)

r : taux d’intérêt sans risque (annuel)

$N(.)$: fonction de répartition de la loi normale centrée réduite

$$d_1 = \frac{\ln\left(\frac{S}{K}\right) + \left(r - y + \frac{1}{2} \sigma^2\right) * (T - t)}{\sigma * \sqrt{T - t}}$$

$$d_2 = d_1 - \sigma * \sqrt{T - t}$$

σ : volatilité annuelle des rendements de l’actif sous-jacent

⁵⁸ Les données sont disponibles pour les années précédant 2006.

8.4 Appendice 4 – Tableaux additionnels

TABLEAU A

OBSERVATIONS ET D'ENTREPRISES DANS L'ÉCHANTILLON PAR INDUSTRIE (%), 2000-2010

Principales industries	SIC code	Proportion d'observations (firme-année)	Proportion d'entreprises
Exploitation minière et Construction	10, 12, 13, 14, 15, 16, 17	5.68%	5.08%
Industrie de transformation	20-39	46.15%	40.93%
Transport, communications, électricité, gaz et services sanitaires	40-49	11.09%	9.54%
Commerce de gros et de détail	50, 51, 52-59	12.19%	11.09%
Finance, assurance et immobilier	60-65, 67	9.53%	16.73%
Services	70, 72, 73, 75-89	15.36%	16.64%

TABLEAU B

PRÉSENCE SYNDICALE DANS L'ÉCHANTILLON PAR INDUSTRIE (%), 2000-2010

Principales industries	SIC code	Proportion d'observations (firme-année)	Proportion d'entreprises
Exploitation minière et Construction	10, 12, 13, 14, 15, 16, 17	14.947%	12.037%
Industrie de transformation	20-39	34.293%	30.884%
Transport, communications, électricité, gaz et services sanitaires	40-49	40.876%	37.931%
Commerce de gros et de détail	50, 51, 52-59	27.892%	24.576%
Finance, assurance et immobilier	60-65, 67	5.379%	4.494%
Services	70, 72, 73, 75-89	13.565%	12.994%
	Nombre d'observation	14 829	2 128
	(Avec syndicat (%))	27.20%	22.51%

TABEAU C

STATISTIQUES DESCRIPTIVES

Variables	Définition	Moyenne	Écart-type
Rémunération totale	<i>La somme des différentes composantes de la rémunération du CEO. Avant la mise en place des nouvelles normes comptables: salaire, bonus, restricted stock grants, la valeur Black-Scholes des options, LTIPS, et autres bénéfiques. Après la mise en place des nouvelles normes comptables: salaire, bonus, la fair value des stock awards, la fair value des options, les non-equity incentives, Deferred Compensation Earnings Reported as Compensation et les autres bénéfiques - en milliers de dollars</i>	4033.698	3847.823
salaire	<i>Salaire - en milliers de dollars</i>	624.0078	249.1397
bonus	<i>Bonus - en milliers de dollars</i>	383.7108	586.2111
autre rémunération	<i>Autre rémunération perçue par le CEO, comme les avantages discrétionnaires et autres bénéfiques, paiements associés à l'interruption du contrat ou au changement de direction, contributions à certains plans, prime d'assurance vie, etc. - en milliers de dollars</i>	128.4316	177.3867
options - fv	<i>Juste valeur des stock-options octroyées, telle qu'estimer par l'entreprise - en milliers de dollars</i>	805.3296	1176.56
options - blk	<i>Valeur Black-Scholes des stocks options octroyées - en milliers de dollars</i>	1838.596	2547.041
actions - fv	<i>Juste valeur des actions octroyées - en milliers de dollars</i>	1132.874	1553.183
actions avant 2006	<i>Valeur des restricted stock octroyées durant l'année (en fonction de la date d'octroi) - en milliers de dollars</i>	411.9702	875.5613
valeur au marché des actifs	<i>Taille de la firme, en termes de la valeur au marché des actifs (Dette + Fonds propres) - en milliers de dollars</i>	4234.912	6698.87
cash pay	<i>Cashpay (salaire et bonus) - en milliers de dollars</i>	1017.542	728.2199
ventes	<i>Taille de la firme, en termes des ventes totales - en milliers de dollars</i>	3450.39	5289.443
options BMS	<i>Valeur des stock-options recalculée selon la méthodologie Black-Scholes utilisée par Execucomp - en milliers de dollars</i>	1800.26	2098.941
rust_belt	<i>Variable binaire qui prend la valeur 1 si le siège social de l'entreprise est situé dans un état de la Rust-Belt (IL, IN, MI, OH, PA et WV), 0 sinon</i>	0.185852	0.389
âge de la firme	<i>Nombre d'années durant lesquelles une entreprise a été cotée en bourse</i>	26.30474	16.43775
rendement aux actionnaires	<i>Rendement total aux actionnaires - en pourcentage</i>	-0.00228	0.395841
proportion d'actions détenues	<i>La proportion d'actions de la firme que détient le CEO - en pourcentage</i>	0.015318	0.029272
CEO tenure	<i>Nombre d'années durant lesquelles le CEO a occupé cette fonction au sein de l'entreprise</i>	6.654731	5.805034
ROA	<i>Rendement des actifs, défini comme le bénéfice net divisé par les actifs totaux - en pourcentage</i>	0.043523	0.066764

TABEAU D

VARIABLES INSTRUMENTALES – RUST_BELT et FIRM_AGE

Variables indépendantes	Régression VI - avant la mise en place des nouvelles normes comptables	Régression VI - après la mise en place des nouvelles normes comptables
Présence syndicale	-0.588*** (3.54)	-0.090 (0.70)
CEO est chairman	0.103** (2.10)	0.007 (0.16)
CEO tenure	-0.001 (0.23)	-0.001 (0.39)
Proportion de directeurs indépendants	0.027 (0.26)	0.117* (1.84)
rendement des actifs	0.829*** (5.40)	0.573*** (4.79)
Taille de la firme (<i>ln(market_value)</i>)	0.498*** (23.09)	0.454*** (28.05)
Actions détenues (%)	-2.410*** (6.03)	-1.737*** (4.95)
Contrôle pour l'année	Oui	Oui
Contrôle pour l'industrie	Oui	Oui
Centered R²	0.4045	0.5239
Statistique J de Hansen	0.777	0.267
P value	0.3780	0.6052

NOTES: La variable dépendante est le logarithme naturel de la rémunération totale. Ces résultats sont issus d'une régression en deux temps. Nous utilisons deux variables instrumentales : rust_belt et firm_age. Rust_belt est une variable binaire qui prend la valeur 1 si le siège social de l'entreprise se dans un état de la Rust Belt, 0 sinon. Firm_age représente le nombre d'années durant lesquelles une entreprise a été cotée en bourse. Toutes les variables (dépendantes et indépendantes) ont été winsorisées à 0.5% (à chaque extrémité de la distribution) afin de neutraliser l'impact des valeurs les plus extrêmes. Les valeurs absolues des statistiques z sont présentées entre parenthèses, en dessous de l'estimation de chacun des coefficients. Ces résultats ont été obtenus en clusterant par entreprise. Une constante est incluse, mais non reportée. Les astérisques représentent le niveau de significativité de chaque coefficient : 1 pour cent (*), 5 pour cent (**), 10 pour cent (***)

TABLEAU E

ONE-WAY CLUSTERING (PAR ANNÉE)

Variables indépendantes	Rémunération totale	rémunération totale - optBMS	cashpay	salaire	bonus	actions	options	options - optBMS	autre
Présence syndicale	-0.116*** (3.67)	-0.117*** (3.43)	0.042*** (3.21)	0.086** (9.60)	-0.016 (0.40)	0.338** (4.89)	-0.411*** (4.86)	-0.488*** (5.66)	0.273*** (12.85)
CEO est chairman	0.067** (2.77)	0.090*** (4.23)	0.053** (2.37)	0.053** (2.28)	0.084 (1.28)	0.167** (2.32)	0.020 (0.19)	0.035 (0.30)	0.125*** (3.43)
CEO tenure	0.000 (0.11)	0.001 (0.94)	0.007*** (8.71)	0.006*** (7.63)	0.004 (0.86)	-0.045*** (13.39)	0.019*** (4.98)	-0.018*** (4.40)	0.012*** (7.92)
Proportion de directeurs indépendants	0.055* (1.82)	0.049* (1.99)	0.095* (1.93)	0.122*** (3.59)	-0.020 (0.09)	0.267* (2.04)	-0.482** (2.28)	0.569** (2.47)	0.131** (2.82)
rendement des actifs	0.729*** (5.52)	0.801*** (5.82)	0.712** (3.03)	0.167* (1.89)	3.706*** (3.64)	0.074 (0.28)	0.965*** (5.39)	1.173*** (6.70)	0.103 (0.56)
Taille de la firme (ln(market_value))	0.455*** (77.83)	0.456*** (54.51)	0.248*** (15.80)	0.184*** (42.83)	0.247*** (3.25)	0.574*** (9.44)	0.644*** (27.11)	0.609*** (30.61)	0.433*** (38.72)
Actions détenues (%)	-2.087*** (13.29)	-2.148*** (11.97)	-1.097*** (6.22)	-1.100*** (6.26)	-1.559** (2.01)	-3.988*** (5.13)	-9.058** (13.73)	-8.994*** (10.91)	-0.392 (1.43)
Contrôle pour l'année	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Contrôle pour l'industrie	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
R²	0.4659	0.4511	0.3259	0.2097	0.3857	0.2296	0.1605	0.2056	0.1956

NOTES : Chaque colonne présente les coefficients des différentes variables obtenus via une régression MCO. Toutes les variables (dépendantes et indépendantes) ont été winsorisées à 0.5% (à chaque extrémité de la distribution) afin de neutraliser l'impact des valeurs les plus extrêmes. Nous avons utilisé dans nos régressions la forme logarithmique (logarithme naturel) des variables dépendantes. Pour toute variable x, si la valeur de cette variable x est inférieure ou égale à 1, nous avons posé : ln(x)=0. Les valeurs absolues des statistiques t sont présentées entre parenthèses, en dessous de l'estimation de chacun des coefficients. Ces résultats ont été obtenus en clusterant par année et par industrie. Une constante est incluse, mais non reportée. Les astérisques représentent le niveau de significativité de chaque coefficient : 1 pour cent (*), 5 pour cent (**), 10 pour cent (***)

TABLEAU F

TWO-WAY CLUSTERING (PAR ANNÉE ET PAR INDUSTRIE)

Variables indépendantes	Rémunération totale	rémunération totale - optBMS	cashpay	salaire	bonus	actions	options	options optBMS	autre
Présence syndicale	-0.116*** (3.20)	-0.117*** (2.98)	0.042 (0.84)	0.086** (2.10)	-0.016 (0.18)	0.338** (2.34)	-0.441*** (2.88)	-0.488*** (3.22)	0.273** (2.01)
CEO est chairman	0.067** (2.00)	0.090*** (3.00)	0.053 (1.10)	0.053 (1.19)	0.084 (1.02)	0.167 (0.92)	0.020 (0.26)	0.035 (0.75)	0.125*** (2.97)
CEO tenure	0.000 (0.04)	0.001 (0.41)	0.007*** (4.30)	0.006*** (7.07)	0.004 (0.53)	-0.045*** (5.85)	-0.019* (1.85)	-0.018** (2.08)	0.012* (1.91)
Proportion de directeurs indépendants	0.055 (0.92)	0.049 (0.83)	0.095 (0.99)	0.122** (1.57)	-0.020 (0.08)	0.267 (0.91)	0.482** (2.11)	0.569*** (2.73)	0.131** (2.41)
rendement des actifs	0.729*** (3.66)	0.801*** (4.11)	0.712*** (3.51)	0.167* (1.93)	3.706*** (4.76)	0.074 (0.26)	0.965*** (4.13)	1.173*** (3.40)	0.103 (0.60)
Taille de la firme (ln(market_value))	0.455*** (29.00)	0.456*** (23.72)	0.248*** (12.81)	0.184*** (11.06)	0.247*** (3.61)	0.574*** (9.91)	0.644*** (20.65)	0.609*** (18.32)	0.433*** (19.81)
Actions détenues (%)	-2.087*** (9.56)	-2.148*** (10.49)	-1.097*** (7.29)	-1.100*** (10.73)	-1.559** (2.61)	-3.988*** (3.07)	-9.057 (12.29)	-8.994*** (11.61)	-0.392 (1.04)
Contrôle pour l'année	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Contrôle pour l'industrie	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
R²	0.4659	0.4511	0.3259	0.2097	0.3857	0.2296	0.1605	0.2056	0.1956

NOTES : Chaque colonne présente les coefficients des différentes variables obtenus via une régression MCO. Toutes les variables (dépendantes et indépendantes) ont été winsorisées à 0.5% (à chaque extrémité de la distribution) afin de neutraliser l'impact des valeurs les plus extrêmes. Nous avons utilisé dans nos régressions la forme logarithmique (logarithme naturel) des variables dépendantes. Pour toute variable x, si la valeur de cette variable x est inférieure ou égale à 1, nous avons posé : ln(x)=0. Les valeurs absolues des statistiques t sont présentées entre parenthèses, en dessous de l'estimation de chacun des coefficients. Ces résultats ont été obtenus en clusterant par année et par industrie. Une constante est incluse, mais non reportée. Les astérisques représentent le niveau de significativité de chaque coefficient : 1 pour cent (*), 5 pour cent (**), 10 pour cent (***).