AIX MARSEILLE UNIVERSITE
INSTITUT D'ADMINISTRATION DES ENTREPRISES

CENTRE D'ETUDES ET DE RECHERCHE
EN GESTION D'AIX MARSEILLE

CONSEILS ET REMUNERATIONS DES DIRIGEANTS FRANCAIS : QUI CONTROLE QUI ?

*Anne AMAR-SABBAH**
*Pierre BATTEAU***

W.P. n° 950 **Décembre 2014**

**Docteur en Sciences de Gestion, AMGSM-IAE Aix, CERGAM (EA 4225), Aix Marseille Université, Clos Guiot, Chemin de la Quille, CS 30063, 13540 PUYRICARD Cedex, France*

***Professeur, AMGSM-IAE Aix, CERGAM (EA 4225), Aix Marseille Université, Clos Guiot, Chemin de la Quille, CS 30063, 13540 PUYRICARD Cedex, France*

Toute reproduction interdite
L'institut n'entend donner aucune approbation, ni improbation aux opinions émises dans ces publications : ces opinions doivent être considérées comme propres à leurs auteurs.

Institut d'Administration des Entreprises, Clos Guiot, Puyricard, CS 30063
13089 Aix-en-Provence Cedex 2, France
Tel. : 04 42 28 08 08.- Fax : 04 42 28 08 00

Conseils et rémunérations des dirigeants français : qui contrôle qui ?

Anne AMAR-SABBAH
Aix-Marseille Université
IAE-CERGAM
anne.amar@iae-aix.com

Pierre BATTEAU
Aix-Marseille Université
IAE-CERGAM
pierre.batteau@iae-aix.com

Résumé

La littérature récente relative à la compensation des dirigeants a opposé deux courants. Le premier, dans le prolongement de la théorie de l'agence et des contrats optimaux, voit le niveau des rémunérations des dirigeants établi dans un contrat élaboré uniquement par le conseil afin d'inciter à une action au mieux des intérêts des actionnaires. Le second, basé sur la théorie du pouvoir managérial et la théorie de la négociation, conclut à l'existence d'un droit de regard et d'un pouvoir du dirigeant sur sa rémunération, établie dans le cadre d'un rapport de force avec le conseil. Nous examinons ces propositions sur un échantillon de 108 des plus grandes entreprises françaises avec des données relatives aux années 2006 et 2007. On mobilise les méthodes d'équations structurelles PLS et de régression multiple. Les résultats font apparaitre une contribution insignifiante des mesures de performance, et un effet significatif et sensible de pouvoir du dirigeant, accentué par le conseil.

Mots clés : Dirigeants (P/DG), conseil, gouvernance d'entreprise, rémunération, pouvoir, entreprises françaises.

Abstract

Recent literature on CEO compensation has opposed two streams: the first one, relying on agency theory and optimal contracts, sees compensation as set essentially by the board through a contract designed so as to maximise shareholders interest. The second one, based on the theories of managerial power and strong arm, assigns a power and a right to speak to the CEO to determine his compensation in a negotiation with the Board. We examine those propositions on a sample of 108 top French companies with data pertaining to 2006 and 2007. We mobilise structural equations of PLS type and multiple regression. Our results show a negligible effect of performance on compensation and a significant and sensible effect of the CEO power, amplified by the Board.

Keywords: Chief Executive Officer (CEO), Board, corporate governance, compensation, power, French companies.

Cadre théorique

La théorie de l'agence (Jensen et Meckling, 1976) a abordé la relation entre apporteurs de capitaux et dirigeants selon une perspective contractuelle entre deux parties aux intérêts partiellement divergents en raison des coûts personnels qui incombent au dirigeant (PDG) pour conduire la stratégie de l'entreprise et dont les actionnaires sont dispensés. De plus, comme il n'est généralement pas possible aux actionnaires de suivre en détail la mise en œuvre de la stratégie, le contrat ne peut porter que sur des éléments vérifiables, en particulier la performance de l'entreprise.

D'un point de vue théorique, la structure de base du modèle d'agence est ainsi décrite : le principal (l'actionnaire) délègue à l'agent la gestion de l'actif productif de richesse en lui fixant un contrat de rémunération. L'agent (le dirigeant) effectue un certain effort, couteux pour lui, pour extraire cette richesse. Cet effort n'étant pas observable et vérifiable, il n'est pas contractualisé, et son niveau est à la discrétion de l'agent. La compensation reçue sera donc établie sur la base d'indicateurs de performance *ex-post*, supposés liés à l'effort mais en présence de bruit. La principale caractéristique de ces modèles, que l'on englobe sous la dénomination de « hasard moral », est qu'il est impossible d'atteindre un optimum de « premier rang ». La situation génère une perte de « *welfare* » pour l'ensemble des deux parties. Le contrat optimal ne peut qu'atteindre un niveau de richesse produite inférieur à l'optimum de premier rang et, pour cette raison, est donc qualifié de « second rang ».

La théorie des contrats envisage aussi les étapes préliminaires de la formation du contrat : comment les parties se rencontrent-elles et décident-elles de contracter ? De façon générale, on suppose que le principal ne dispose que d'une information partielle sur les capacités des agents candidats à la délégation à tenir le poste. Réciproquement, ceux-ci n'ont pas une information complète sur la qualité de l'actif qu'on leur propose de gérer et dont la performance peut être affectée par des variables, mieux connues du principal qui détient la propriété de l'actif. Ces situations d'information asymétrique conduisent aux modèles dits de « sélection adverse ». Le principal message de ces modèles est ici aussi l'impossibilité d'un optimum de premier rang. En effet, les agents candidats ayant intérêt à déguiser leurs capacités, mal connues du principal, celui-ci court le risque de ne pas sélectionner ceux qui disposent réellement des capacités recherchées.

De façon résumée, dans les modèles de hasard moral, l'asymétrie de l'information porte sur des variables intervenant de façon endogène avec la performance (effort, stratégie retenue par l'agent), alors que dans les modèles de sélection adverse, elle porte sur des variables intervenant de manière exogène : talents (Cremers et Grinstein, 2008), aversion pour le risque (Haubrich, 1994), compétences, expérience etc. Pour les approches formelles détaillées de ces différents modèles, se référer à Laffont et Martimort (2001) ou à Bolton et Dewatripont (2005).

Les modèles portent tantôt sur des situations de hasard moral (ou de double hasard moral lorsque le principal peut lui-même apporter une contribution à l'effort de façon discrétionnaire, voir Casamatta (2003) pour le cas des relations entre capital-risque et entrepreneurs), tantôt sur des situations de sélection adverse. La combinaison du hasard moral et de la sélection contraire conduit à des modèles complexes, le plus souvent insolubles par voie analytique mais que les modèles numériques multi-agents s'efforcent d'aborder.

Selon la théorie des contrats optimaux, la performance de l'entreprise et la rémunération des dirigeants sont liées. Le package des rémunérations est établi par le conseil d'administration pour maximiser la valeur de l'entreprise pour le compte des actionnaires. La théorie de l'agence ne confère pas un rôle déterminant au dirigeant dans la détermination de son contrat de rémunération. Les contrats doivent être conçus pour (1) attirer les dirigeants talentueux (réduire les effets de sélection contraire) et (2) pour les motiver à exercer un effort en vue de la performance (réduire les effets de hasard moral).

Jensen et Murphy (1990 a et b) mettent en évidence cependant la faible contribution des performances passées à la rémunération des dirigeants et suscitent une abondante littérature (Hall et Liebman, 1998) contre l'attente de la théorie de l'agence (Jensen et Meckling, 1976). Plusieurs études affichent un faible lien entre la performance des entreprises et la détermination de la rémunération de leurs dirigeants, en particulier dans les grandes entreprises (Edmans et Gabaix, 2009). Le fort niveau de rémunération des dirigeants de grandes entreprises serait relatif à la complexité de gestion de celles-ci (Gayle et Miller, 2009).

La vision implicite de la théorie de l'agence, impliquée par les termes mêmes « principal-agent », est que le contrat est préparé à huis clos par le CA - le principal - et qu'il

est ensuite à prendre ou à laisser par l'agent qui s'y conforme sans avoir pu exercer un pouvoir d'influence sur son contenu. Ainsi, la théorie de l'agence et des contrats optimaux s'applique imparfaitement aux relations actionnaires-dirigeants car elle repose sur une séparation nette des rôles du principal et de l'agent[1]. De plus, les modèles de contrats optimaux établis *ex-ante*, n'incluent qu'un petit nombre de variables observables et vérifiables.

Les théories de la négociation[2] et du pouvoir managérial (Bebchuk et Fried, 2003, 2004, 2006) viennent donc compléter le modèle du dirigeant qui influence peu l'élaboration du contrat de rémunération qui lui est proposé. Selon la théorie du pouvoir managérial, les dirigeants ont le pouvoir de déterminer fortement le contenu de leur contrat. La théorie de la négociation nuance cette interprétation et présuppose une influence sensible du dirigeant sur le contenu de son contrat, en balance avec celle du conseil. Notons que Jensen et Murphy (1990 a et b) eux-mêmes suggéraient des hypothèses alternatives aux contrats incitatifs en évoquant les « forces politiques » externes et internes qui opèrent dans la détermination des contrats.

Cependant, contrairement à la théorie de l'agence et à la théorie des contrats optimaux, ce courant de littérature recourt beaucoup moins à la formalisation des modèles. L'interprétation rigoureuse en est donc plus délicate. La principale différence semble résider dans la latitude discrétionnaire du dirigeant : dans les modèles d'agence et de contrats optimaux, il est « passif » vis-à-vis du contenu du contrat qui est déterminé par les actionnaires sur la base de leurs propres intérêts mais en y incluant une clause incitative, alors que dans le second cas, il s'agit d'une confrontation dans laquelle les intérêts respectifs sont en concurrence mais avec l'impératif d'un accord pour optimiser la performance de l'entreprise.

Bebchuk et Fried (2004), examinent les différentes façons dont les dirigeants peuvent interférer dans la tâche des actionnaires, et mettent en évidence les limitations de ces derniers dans la détermination des termes du contrat. Ils passent en revue les travaux empiriques qui confirment les effets de diverses variables représentatives du pouvoir du dirigeant (taille du

[1] En termes de théorie des jeux, il s'agit du jeu à la Stackelberg ». De façon générale, l'équilibre de tels jeux n'est pas pareto-optimal », ce que recouvre précisément la théorie sous la dénomination de coûts d'agence ». La théorie néoclassique du monopole conclut à l'inefficience de celui-ci pour la même raison.
[2] Traduction de *arm's-length* par les auteurs.

conseil, dispersion l'actionnariat, présence des administrateurs indépendants et leur mode de recrutement, nombre de mandats dans d'autres conseils, séparation des fonctions de présidence du Conseil et de Directeur exécutif, …).

Cependant, Edmans et Gabaix (2009) ont réexaminé la théorie du pouvoir managérial et de la négociation en passant en revue plusieurs modèles postérieurs à Bebchuk et Fried dans le cadre de ce qu'ils qualifient de « nouvelle théorie du contrat optimal ». Ces modèles cherchent à expliquer en quoi les faits empiriques avancés en faveur du pouvoir managérial par Bebchuk et Fried peuvent être rationalisés sans invoquer un pouvoir discrétionnaire des dirigeants sur leur rémunération. La contradiction avec les modèles de la théorie des contrats optimaux ne tiendrait alors qu'à la forme insuffisamment raffinée des modèles primitifs de celle-ci. Il n'y a donc pas nécessairement, selon eux, une inefficience flagrante de rémunération des dirigeants.

Sans même invoquer les modèles récents, Hölmstrom (1979) établissait déjà que la forme du contrat optimal dépendait des fonctions d'utilité du principal et de l'agent, et qu'elle était donc contingente aux parties en présence. Seules des conditions restrictives sur ces fonctions permettraient d'avancer des expressions simples de contrat optimal.

Les différences d'interprétations peuvent aussi tenir à la définition de l'efficience qui n'est pas toujours claire dans les papiers recensés. Comme rappelé précédemment, dès qu'une hypothèse de rationalité individuelle est posée (c'est-à-dire de poursuite de son strict intérêt), il est impossible d'échapper à l'inefficience en présence de hasard moral et de sélection contraire (sauf dans les cas dégénérés). L'efficience attendue n'est que de second rang. Par contre, si les deux parties négocient en face à face mais que l'une dispose d'un pouvoir plus fort tenant à ce qu'elle est censée avoir moins à perdre, les solutions classiques de Nash, de Kalai, ou de Rubinstein au problème dit de la « négociation » (*bargaining game*) sont Pareto-optimales (c'est-à-dire de premier rang), et peuvent donc tout autant être qualifiées d'efficientes (dans le cadre des axiomes posés bien sûr). On peut donc tout autant rationnaliser Bebchuk et Fried dans la ligne d'une approche d'efficience et réconcilier tout le monde !

Il convient aussi de considérer le rôle de la taille de l'entreprise, variable dont le jeu s'avère complexe. Empiriquement la relation entre la croissance des rémunérations des

dirigeants et celle de la taille des entreprises est bien documentée. Edmans et Gabaix (2008) proposent un modèle multi-périodes avec bruit pour en suggérer le jeu. Dans chaque période la séquence chronologique principal-agent du modèle de base est maintenue. Des conditions spécifiques sont conservées sur les fonctions d'utilité. Le modèle consacre une idée intuitive : chaque fois que le conseil vise, par un contrat incitatif, à demander un surcroit d'énergie au dirigeants en vue d'accroitre de 1% la performance de l'entreprise, le gain en valeur absolue (en euros) est si conséquent pour une très grande firme que la concession d'un supplément de salaire exceptionnel demeure quasi négligeable devant le résultat. L'incitation à concéder de très grosses rémunérations est donc forte.

On peut aussi avancer avec Edmans et Gabaix (2009) que, *ceteris paribus*, l'exploitation d'un même talent est plus efficace au service d'une grande entreprise. Dans ce cas, les très grandes entreprises ont recruté les meilleurs talents et il n'est pas anormal de constater que leurs rémunérations, en moyenne, sont supérieures à celles des dirigeants de PME. La distribution des talents étant de type très asymétrique, il en va de même pour celle des rémunérations. Le coût de recherche des meilleurs talents, en s'efforçant de surmonter la sélection adverse, est aussi relativement moindre quand la taille de l'entreprise augmente, d'autant que les meilleurs talents ont un accès plus facile à un ensemble de moyens pour se signaler, produisant alors des effets d'appariement.

Mais, selon Cremers et Grinstein (2008), la distribution des talents est très hétérogène : ils peuvent être spécifiques à l'entreprise ou généraux et, selon leur étude empirique, l'effet sur les rémunérations est différent.

On peut aussi faire l'hypothèse que le talent joue de deux manières. Il peut s'exercer au profit de l'entreprise ou au contraire au profit de l'intéressé dans son rapport avec les membres du conseil, supposés moins talentueux que lui ou elle. Si les talents sont spécifiques à la firme, le pouvoir de négociation du dirigeants en est augmenté et la théorie du pouvoir managérial revient sur le devant de la scène.

On peut aussi avancer une explication du type « *winner-take-all* » popularisée par Frank et Cook (1995) : si un joueur de football peut prélever directement ou indirectement un centime de rémunération par téléspectateur qui aspire à le voir évoluer dans un match international à fort enjeu, et avec une forte probabilité d'en être le héros, alors son club sera

prêt à lui verser une rémunération de l'ordre de la centaine de milliers d'euros par match, alors que des dizaines de milliers de joueurs amateurs dont l'écart de talent avec ce joueur vedette échapperait au profane, ne reçoivent rien car ils n'attirent aucun intérêt de la masse. Par analogie le dirigeant d'une entreprise géante est soumis aux attentes d'un volume considérable de parties prenantes : actionnaires, employés, et politiques, ainsi que de toute la société civile via les médias, ce qui renforce son pouvoir de négociation pour viser une rémunération selon le même modèle qu'un footballeur candidat au ballon d'or.

Edmans et Gabaix (2009) rappellent que la rémunération des hauts dirigeants est donc un phénomène complexe, soumis à de multiples variables et difficilement réductible à un modèle simple. Il n'est donc pas envisageable à ce stade de tester telle ou telle théorie contre telle autre. L'objectif de ce qui suit est simplement d'évaluer au travers d'une étude empirique sur les grandes entreprises françaises, l'intensité des variables les plus déterminantes de la rémunération des dirigeants en s'appuyant sur la littérature précitée. Nous le faisons en explorant leurs relations dans le cas des plus grandes entreprises françaises dans une étude transversale au travers, d'une part d'un modèle à équations structurelles, et de l'autre d'un modèle de régression.

Dans le contexte français qui nous occupe ici, on observe que les grandes entreprises restent principalement dirigées par des nationaux, dont l'origine et les cheminements de carrière sont sensiblement semblables les uns aux autres (Batteau, 2009, Bertrand *et al.*, 2004, Mayrhofer, 2007). Pour illustration, parmi les entreprises du cac40, plus des trois-quarts sont, en 2014, dirigées par un sortant de l'un des grands corps de l'Etat et/ou de l'ENA, et ayant débuté sa carrière en tant que haut fonctionnaire. Alors que ces grandes entreprises s'engagent dans une concurrence globale pour une part considérable sinon dominante de leur activité, le marché du recrutement de leurs dirigeants demeure domestique et fermé et, même si les intéressés présentent des capacités avérées, un argument classique de position monopolistique peut expliquer un niveau relatif de rémunération plus élevé, indépendamment de l'efficience même du contrat.

En réalité, la relation actionnaires-dirigeants est affectée par un plus grand nombre de variables dont la connaissance est asymétriquement répartie entre les acteurs, ce qui leur confère donc un pouvoir discrétionnaire respectif. S'il peut s'avérer, dans certains cas, que cette distribution du pouvoir s'opère principalement au profit des actionnaires, par exemple si la concurrence est sévère entre les candidats potentiels à un poste, il est raisonnable de penser

que dans les grandes entreprises ce pouvoir demeure essentiellement aux mains des dirigeants qui disposent d'une information privilégiée permanente, et d'un contrôle informel du conseil d'administration au moins aussi fort que celui que le conseil d'administration exerce formellement sur eux.

Comme il y a donc suspicion d'un fort pouvoir des dirigeants dans la détermination de leur rémunération, il est intéressant d'évaluer l'influence jointe des trois types de variable : performance, pouvoir, et taille.

Composantes de la rémunération des dirigeants

On retient ici uniquement les salaires et boni. Ceux-ci correspondent à une distribution réelle de richesse. Ils ne représentent certes pas toute la richesse qui est transférée de l'entreprise au dirigeant. En effet, les stock-options ont été exclues pour plusieurs raisons : il ne s'agit pas de versement de cash mais seulement de promesse de revenus futurs à des dates hétérogènes dans l'échantillon. La richesse apportée par les stock-options s'apparente à des *windfall profits,* c'est-à-dire à un bruit que l'on entend écarter ici pour se concentrer sur le contenu du contrat par lequel la rémunération est assurée.

Il y a certes une relation entre la compensation résultant des stock-options et la performance future pour l'actionnaire mais celle-ci est due pour l'essentiel au mouvement du marché beaucoup plus qu'à l'action des dirigeants (la rentabilité future est en effet fortement corrélée avec celle du marché, sauf si les stock-options sont déterminées sur l'écart anormal marché-titre, ce qui est exceptionnel). En écartant les stock-options, on veut faire apparaitre la relation performance/cash reçu selon une mesure composite de la performance qui réduit l'effet marché et se concentre sur la contribution de l'entreprise.

Ceci n'exclut pas l'existence d'une relation entre pouvoir et compensation résultant des stock-options. Cependant elle demanderait une étude séparée qui renforcerait le lien entre la rémunération et le pouvoir (Enrich et Agnew, 2014), notamment quand les clauses du contrat (prix d'exercice, maturité, date d'émission) sont susceptibles d'être d'autant plus influencées par le dirigeant qu'il détient plus de pouvoir (Lie et Heron, 2007).

D'autres éléments entrent aussi en compte dans la compensation des dirigeants : parachutes dorés, retraites chapeaux, primes de bienvenue, jetons de présences, primes diverses et avantages en nature. Les deux premiers sont les plus importants et comme le souligne la littérature (Rossignol, 2010) leur rationalité peut tenir à des raisons fiscales ou juridiques : muni d'une retraite chapeau ou d'un parachute doré le dirigeant devient créancier junior de l'entreprise et court ainsi le risque de sa faillite. Il participe de cette façon au risque de l'entreprise sauf si celle-ci est suffisamment grande pour bénéficier de l'adage « *too big to fail* ». La disparité de ces situations nous conduit à ne pas retenir ces éléments.

Les déterminants de la rémunération des dirigeants

L'étude a été menée à partir de données secondaires tirées des rapports annuels des entreprises et des bases de données telles que *l'Agefi, Datastream et Infinancials,* pour la performance, collectées pour l'année 2006, et pour toutes les autres données collectées pour l'année 2007. Le décalage permet d'étudier l'influence de la performance en *t* sur le montant de la rémunération en *t+1*. Certes l'action bénéfique ou néfaste d'un dirigeant se manifeste sur un horizon plus long mais de nombreux événements peuvent survenir sur longue période, brouillant complètement la relation visée. De plus, la quasi-totalité des salariés bénéficiant de primes dans les entreprises étudiées sont rémunérés sur la performance précédente et il n'y a pas de raison d'attendre un principe différent pour les dirigeants.

Nous avons considéré l'année 2007 pour nous prémunir des perturbations liées à la période de crise financière s'échelonnant depuis 2008 jusqu'alors. Une étude, sur plusieurs années antérieures à la crise était possible, mais sûrement moins pertinente quant aux résultats parce que plus reculée dans le temps.

Notre recherche a été menée sur un échantillon de 108 entreprises françaises cotées au SBF 120 en considérant leur plus haut dirigeant exécutif. La non-atteinte du seuil de 120 entreprises dans l'échantillon s'explique par la non-disponibilité de certaines données nécessaires.

L'étude de la rémunération des dirigeants peut être approchée sous différents angles. D'abord, souvent testée sur son lien à la **performance économique et/ou boursière** (D'Arcimoles et Le Maux, 2005 ; David *et al.* (1998) ; Hall et Liebman, 1998 ; Hall et

Murphy, 2003), elle est utilisée en variation et de manière longitudinale (sur plusieurs paires d'années). Tandis que l'étude de la relation « rémunération-pouvoir des dirigeants » se mesure différemment : la notion de pouvoir a un effet cumulatif qui se traduit donc par une variable cumulative.

Performance de l'entreprise

La performance est opérationnalisée ici de façon tridimensionnelle : la dimension économique est capturée d'une part par le ratio « *market to book* », comme proxy des opportunités de croissance, et d'autre part par le ratio « *return on assets* », ROA. La dimension financière ressort de *l'alpha de Jensen* qui permet de ne retenir que la contribution de la firme à la richesse des actionnaires et non celle du marché. Ces variables seront opérationnalisées d'une façon résumée dans le tableau 4, en annexe VIb.

Pouvoir du conseil et de l'actionnariat : administrateurs indépendants et investisseurs institutionnels

Les premiers mécanismes de gouvernance, initiés par différents rapports, notamment Viénot I (1995) et Marini (1996), n'accordent que peu d'importance aux critères de détermination de la taille du conseil d'administration[3]. Plus que celle-ci, le rôle et l'efficacité attendue du CA, notamment dans sa composition sont mis en exergue (Godard, 2001). Selon Godard et Schatt (2005), l'évolution des caractéristiques des conseils d'administration et des comités spécialisés est relative, en partie, à la publication du rapport Bouton (2002).

Les rapports annuels mettent l'accent sur la présence d'**administrateurs indépendants** au sein des conseils, c'est-à-dire de personnes « *qui ne sont pas employées de l'entreprise, ne lui fournissent pas de services et plus généralement se sont pas soumises à conflit d'intérêts lors de l'accomplissement de leur mission* » (Tirole, 2006, page 30). Ces administrateurs ont pour fonction de protéger les actionnaires d'éventuels comportements opportunistes de la part du P-DG et doivent préserver leur réputation d'experts (Fama et Jensen, 1983). Selon Zajac (1990), les CA et les CS qui se constituent essentiellement

[3] La loi prévoit que les conseils d'administrations doivent être composés d'au moins 3 membres et de 18 au plus.

d'administrateurs indépendants[4] sont plus puissants et moins soumis aux volontés des dirigeants. Par exemple, ces administrateurs peuvent s'opposer aux tentatives d'enracinement des dirigeants afin de conserver la possibilité de révocation *ad nutum*[5]. La présence d'administrateurs indépendants est une pièce maîtresse de la gouvernance d'entreprise, « *c'est un gage d'objectivité et d'indépendance* » (Cozian *et al.,* 2009) permettant une expression libre dans des décisions allant à l'encontre des dirigeants (Fama et Jensen, 1983). Dès lors, un administrateur indépendant qui remplit sa fonction (notamment l'expression de son mécontentement vis-à-vis du comportement discrétionnaire du dirigeant) permet le respect d'une relation d'agence sereine entre l'actionnaire et le dirigeant (Hermalin et Weisbach, 1998) et limite le risque d'expropriation par la direction de l'entreprise (Fama, 1980). D'après Helland et Sykuta (2005), les entreprises dont le nombre d'administrateurs indépendants est conséquent seraient les moins attaquées en justice par leurs actionnaires. Par ailleurs, selon Firth *et al*. (2006), les conseils des entreprises composés d'une plus grande proportion d'administrateurs indépendants versent des rémunérations plus en adéquation avec la performance opérationnelle de l'entreprise. Les administrateurs indépendants seraient notamment moins enclins à l'adoption de la pilule empoisonnée (Brickley *et al.,* 1994) et à offrir des parachutes dorés (Singh et Harianto, 1989).

Plusieurs recherches ont considéré l'influence de la présence d'administrateurs indépendants dans le conseil pour appréhender la force de contrôle de celui-ci sur la rémunération des dirigeants (Boyd, 1994). Les résultats des études sont contradictoires et peu concluants. Mishra et Nielsen (2000) soulignent l'existence d'une relation positive entre les administrateurs indépendants et la sensibilité de la rémunération à la performance. En revanche, Hermalin et Weisbach (1988) et Conyon et Peck (1998) concluent à la neutralité de la composition du conseil d'administration sur le niveau de rémunération des dirigeants. Plusieurs auteurs ont tenté de montrer que ces résultats contradictoires pouvaient être liés au lien existant entre structure de propriété des entreprises (Godard *et al.,* 2008) et présence, ou non, d'un nombre important d'administrateurs indépendants. Selon Raheja (2005), lorsque l'actionnariat[6] est fortement concentré, une pression supérieure est exercée sur les dirigeants

[4] Le rapport Bouton (2002) définit un administrateur indépendant comme un administrateur qui n'entretient aucune relation de quelque nature que ce soit avec la société, son groupe, ou sa direction, qui puisse compromettre l'exercice de sa liberté de jugement.

[5] *Ad nutum* est une expression dérivée du latin qui caractérise le fait que celui qui a confié un mandat à une autre personne, est en droit de retirer les pouvoirs qui lui ont été confiés, sans avoir à justifier de motifs de ce retrait, ni observer un préavis (Braudo et Baumann, 2012).

[6] Dans ce cas, l'équipe de direction n'est pas propriétaire.

par les actionnaires de contrôle et, par conséquent, la proportion d'administrateurs indépendants est plus faible. Lorsque l'actionnariat est dilué, les actionnaires (tous minoritaires) ne peuvent contrôler directement le dirigeant (problème du passager clandestin), ce qui va les inciter à voter pour des administrateurs indépendants, chargés de défendre leurs intérêts. En France, Godard *et al.* (2008), montrent que la présence d'administrateurs indépendants est étroitement liée à la structure de propriété des entreprises. Les auteurs constatent l'augmentation significative de la proportion d'administrateurs indépendants entre 2001 et 2006 et l'expliquent, en partie, par une dilution forte de l'actionnariat. Par ailleurs, selon Charreaux (2002), la diversité des administrateurs en termes de nationalités, de formations, de parcours professionnels et de parité serait plus intéressante pour optimiser les décisions prises en conseil d'administration.

La présence des administrateurs indépendants recèle une ambiguïté. Le pouvoir des actionnaires devrait empiéter et diminuer celui des dirigeants. Néanmoins, plusieurs limites viennent entacher l'efficacité de la surveillance exercée par les administrateurs indépendants. Tirole (2006) met en avant plusieurs facteurs :

- la rémunération des administrateurs n'est peu ou pas liée à la performance de l'entreprise. Dès lors, ils sont peu motivés à rentrer en conflit avec les dirigeants en cas d'attitude discrétionnaire de ces derniers. Selon Conyon et Peck (1998) ainsi que Klein (1998) et Yermack (1996), l'impact des administrateurs indépendants sur la performance des entreprises serait néfaste. Ils considèrent que les intérêts financiers dérisoires qu'ont les administrateurs indépendants dans l'entreprise peuvent compromettre leur implication ;

- la latitude d'exercice des administrateurs est souvent limitée du fait que les dirigeants sont, le plus souvent, président du conseil d'administration conjointement aux fonctions de directeur général de l'entreprise ;

- en outre, au-delà de l'image des administrateurs en tant que défenseurs des intérêts de l'actionnaire, leurs décisions au sein du conseil d'administration (ou surveillance) peuvent être guidées par un intérêt personnel comme, par exemple, un sentiment de gratitude de leurs nominations et rémunérations envers les dirigeants.

Tout en tenant compte de ces différents constats et limites, il semble intéressant

d'étudier, en contexte français, l'impact de la présence d'administrateurs indépendants sur la fixation de la rémunération des dirigeants ; cette mesure étant toujours plébiscitée par de nombreux codes de gouvernance.

La présence d'**investisseurs institutionnels** soulève une discussion dans la littérature qui cherche à déterminer leur degré d'activisme (Ben Taleb, 2014). Leur investissement financier traduit plus souvent un souci de diversification qu'un désir d'activisme et d'exercice du pouvoir (Solnik, 1974 ; Longin et Solnik, 1995). Cependant les actionnaires institutionnels peuvent user de moyens indirects de peser sur les directions. Un exemple en est la publication par le biais des médias (Moris, 2013), de critiques des dirigeants. Dans le cas français, l'AFG publie des commentaires critiques sur les points de l'ordre du jour des AG annuelles et il a été montré par études d'événements que ceux-ci ont un effet direct sur le cours du titre lors de cette publication (Lantz *et al*., 2010).

Pouvoir des dirigeants

L'ancienneté des dirigeants dans une entreprise a été envisagée selon des conséquences différenciées par la littérature. Elle permettrait à ceux-ci de gagner en expérience et donc de rester actifs, opérationnels et source de valeur pour l'entreprise. Même si l'ancienneté accroissait le pouvoir discrétionnaire des dirigeants, cela serait compensé par des gains en termes de compétences acquises. En revanche, pour d'autres auteurs comme Hermalin et Weisbach (1988), une entreprise sous-performerait lorsque le dirigeant prendrait de l'ancienneté dans l'entreprise. Cela s'expliquerait, notamment, par le renforcement, dans le temps, du pouvoir du dirigeant ainsi que par l'affaiblissement des possibilités de contrôle du conseil sur celui-ci. Hall et Liebman (1998) considèrent que l'ancienneté dans l'entreprise est une des variables qui offre au dirigeant une plus grande aisance dans la détermination de sa rémunération ainsi que dans le reste des décisions liées au fonctionnement de l'entreprise.

Il convient aussi de remarquer que la présence de « directeurs actifs », c'est-à-dire **cumulant des mandats** dans d'autres entreprises, permette aux dirigeant une croissance de leurs rémunérations. En effet, plusieurs études ont fait le constat de dirigeants siégeant aux conseils des uns et des autres. Dès lors, cela constitue un réseau actif, permettant de se rendre service mutuellement (même dans le cas d'administrateurs jugés « indépendants »). Le cumul des mandats correspond à un réseau de contrôle des grandes entreprises françaises (Eminet *et*

al., 2009). Il se caractérise par un club de dirigeants, unis de par leur formation, qui est souvent lié à l'Etat. Cette coordination permet de détourner les lois *anti-trust*[7]. C'est un instrument de gestion collective « opaque » des dirigeants de grandes entreprises françaises que la loi NRE (2001) a tenté de limiter en fixant le nombre maximum de mandats cumulés pouvant être endossés par un dirigeant. Malgré ces dispositifs, nous pouvons penser à l'existence d'une relation positive entre le nombre de mandats cumulés par les dirigeants et le montant de leur rémunération.

La taille de l'entreprise constitue une variable (de contrôle) dont le salaire et le bonus dépendent, comme l'a révélé la littérature citée précédemment. Le montant des bénéfices privés récupérés par le dirigeant est proportionnel à la taille de l'entreprise (Kumar *et al*, 1999). De plus, quelle que soit la croissance des bénéfices privés, le nombre de dirigeants reste inchangé (effet d'échelle).

La variable conseil d'administration *versus* conseil de surveillance et directoire

Il existe peu d'entreprises ayant adopté la forme conseil de surveillance-directoire. Dès lors, les effets risquent de ne pas être significatifs en raison de la composition de l'échantillon. La grande majorité des entreprises françaises cotées fonctionnent avec un conseil d'administration où le président peut cumuler les fonctions de directeur général. S'il y a séparation des fonctions, cela n'assure pas dans la pratique une indépendance mutuelle des deux fonctions.

Méthodes de la recherche

Les régressions multiples constituent d'ordinaire une méthode dominante en finance car les variables peuvent être directement quantifiées. S'agissant du pouvoir par contre, les caractéristiques à prendre en compte peuvent être de nature qualitative et le recours à des variables latentes et aux modèles d'équations structurelles est recommandé dans les disciplines où celles-ci jouent un rôle important (marketing par exemple). Cependant, le caractère qualitatif d'une variable peut aussi être introduit dans les régressions sous forme de variables nominales (muettes). On utilisera ici les deux approches ce qui permettra de comparer les résultats et d'expliquer les éventuels écarts. Le modèle est présenté en annexe V.

[7] Le droit de la concurrence regroupe l'ensemble des dispositions législatives et réglementaires visant à garantir le respect du principe de la liberté du commerce et de l'industrie au sein d'une économie de libre marché.

Régression linéaire multiple

La régression traite la compensation (salaires + boni) comme variable dépendante et étudie sa relation avec des variables indépendantes choisies. Malgré l'asymétrie de position entre les deux types de variables, la régression ne fournit pas de relation de causalité mais seulement des associations. De plus, les effets retours et les interactions ne sont pas explicitement spécifiés. Une utilisation efficace de la régression demande de retenir les variables de façon à exclure les corrélations trop fortes entre elles au risque de n'aboutir qu'à des coefficients non significatifs car de faibles variations dans les données peuvent engendrer d'importantes variations des coefficients.

Dans le cadre de notre étude, les corrélations sont relativement faibles et les VIF sont proches de 1 (Tableau 1, annexe I), par conséquent il n'est pas dérangeant de supprimer les variables à partir des bêtas. Pour cela, il est nécessaire de standardiser ces variables pour obtenir une signification homogène des bêtas.

Tableau 2 : Les variables introduites dans la régression

Nom de la variable	Type	Unité non standardisée
Salaires	Cardinal	euros
Boni	Cardinal	euros
Ancienneté dans l'entreprise	Cardinal	années
Ancienneté au poste	Cardinal	années
Cumul des mandats	Cardinal	nombre
Cumul des fonctions	Nominal	oui/non
Administrateurs indépendants	Cardinal	nombre
Comités	Cardinal	nombre
Investisseurs institutionnels	Cardinal	pourcentage
Retour sur investissements	Cardinal	pourcentage
Opportunités de croissance	Cardinal	ratio (sans dimension)
Alpha de Jensen	Cardinal	rentabilité (en excès)
Taille de l'entreprise	Cardinal	Ln (chiffre d'affaires)

Toute technique de régression suppose une spécification *a priori* de la manière dont joue les variables. Le concept de pouvoir est complexe, multidimensionnel, et probablement dès qu'on recherche leurs attributs, ceux-ci peuvent jouer en synergie (*effet 2+2=5*). Cela suggère de croiser les différents attributs, ce qui, introduit de la multi-colinéarité. Dès lors, on recherche une spécification qui établit un compromis entre un R^2 satisfaisant, un effet sensible, significatif et une faible colinéarité entre variables.

Les effets multiplicatifs des attributs montrent l'intérêt de mesurer le pouvoir par une combinaison d'attributs.

Equations structurelles

La seconde méthode recourt aux équations structurelles. Elles considèrent des variables composites ainsi que leurs interactions multiples pour capturer le réel à travers des systèmes d'équations. Cela permet de capturer les effets rétroactifs entre l'ensemble des variables.

La méthode PLS croise implicitement les variables. Elle combine les différents attributs pour trouver les poids de chaque variable (annexe II).

La mesure du pouvoir est faite à partir des attributs de pouvoir (cumul des mandats, cumul des fonctions, ancienneté du dirigeant dans l'entreprise, et ancienneté du dirigeant au poste) où l'on regarde la manière dont la combinaison de ces attributs influe sur les pouvoirs. A travers l'approche PLS, on cherche à évaluer le poids de ces différents éléments dans la variable latente, la distinction entre construits réflexifs et formatifs. Ainsi, on opère une combinaison des attributs, de sorte que la variable latente qui en résulte, ait l'effet le plus significatif sur la variable dépendante que l'on essaie de mesurer. Un calcul d'ensemble est effectué. Il n'y a pas de spécification *a priori* de la manière dont joue les attributs, sur les variables latentes.

La méthode et ses justifications sont rappelées en annexe III.

Le choix de la méthode PLS

Deux types de modélisation par équations structurelles existent actuellement dans la littérature. Tout d'abord, les méthodes basées sur l'utilisation de la covariance[8] (*covariance based structural equation modelling),* développée par Karl Jöreskog, se sont largement développées dans les recherches francophones (Roussel *et al.,* 2002) ou anglo-saxonnes (Carmeli et Gefen, 2005 ; Cohen, 1995). Elles se sont répandues par l'utilisation des logiciels Amos, Lisrel ou EQS en facilitant la mise en œuvre. Elles reposent sur une méthodologie générale particulièrement utile pour spécifier, estimer, comparer et évaluer des modèles de relations entre variables et notamment pour confirmer une théorie. Elles sont particulièrement adaptées aux modèles finalisés et aux grands échantillons propices aux tests. Pour ces différentes raisons, dans le cadre de notre approche exploratoire, une méthode alternative est envisagée.

Initiée par Herman Wold[9] (1985), la méthode PLS *(Partial Least Square*) propose alors l'application des techniques de régression en moindres carrés partiels à l'estimation de modèles d'équations structurelles (Lacroux, 2011 ; Mateos-Aparicio, 2011). La régression PLS décrit les relations entre des groupes de variables indépendantes et dépendantes, dans des systèmes de type entrée-sortie comprenant « de nombreuses variables » (Lacroux, 2009, p.6). L'approche PLS porte sur l'analyse des variances et permet de dépasser certaines limites présentes dans les procédures classiques d'estimation par analyse des covariances et la technique du maximum de vraisemblance, dite « méthode Lisrel ». Le détail des propriétés de notre modèle PLS est exposé en annexe IV.

Résultats de la recherche

Régressions linéaires multiples

Le tableau 5 en annexe VII présente les résultats de sept régressions avec retrait de variables afin d'aboutir à un modèle parcimonieux (modèle 6) de variables peu corrélées (VIF = 1,077), et améliorant le R^2 ajusté (25%). Il est difficile de s'attendre à mieux dans un

[8] La terminologie anglo-saxonne des analyses de covariances se dit *covariance based structural equation modeling.*
[9] La PLS, proposée par Wold, portait initialement le nom soft modeling » (modélisation douce).

environnement complexe de multiples variables non considérées ici. On observe un seul croisement de variables significatives dans ce modèle (ancienneté dans l'entreprise et nombre de mandats) qui traduit l'effet de pouvoir du dirigeant sur sa rémunération.

La taille ressort comme variable prédominante et joue positivement comme attendue. Par contre, un résultat en faveur de la théorie du pouvoir managérial de Bebchuk et Fried (2004), est le jeu des deux variables censées mesurer le pouvoir du conseil, qui s'effectue ici positivement : la présence d'administrateurs indépendants s'accompagne d'une compensation plus élevée des dirigeants, ce qui rejoint la définition et les limites du rôle de ces agents tels que mentionnées par Tirole (2006) et rappelées précédemment. Le pourcentage d'investisseurs institutionnels joue aussi positivement, confirmant que la présence de ces agents, qui généralement recherchent plus la diversification de leur portefeuille que le contrôle des entreprises et qui n'ont pas d'incitation à pratiquer l'activisme, confère aux dirigeants une plus grande latitude d'action.

Equations structurelles

Le modèle final obtenu par la méthode PLS (figure 2 annexe VIc) confirme l'effet majeur de la variable taille. Il confirme aussi la très faible incidence des variables de performance. Les indicateurs retenus (*Book to Market, Return on Asset*, et *Alpha de Jensen*) représentent certes de manière significative les variables latentes mais celles-ci ne jouent pas sur la compensation. Le nombre de mandats et l'ancienneté dans l'entreprise déterminent la variable latente de pouvoir du dirigeant qui, elle-même, influence significativement la compensation. Alors que ces deux variables sont croisées dans la régression, elles sont prises ici indépendamment mais précisément le logiciel PLS les a retenues conjointement pour former la variable latente de pouvoir du dirigeant.

Deux variables concourent, en final de la procédure PLS, à la variable latente « pouvoir du conseil et de l'actionnariat ». Celle-ci joue de façon positive, ce qui rejoint complètement les résultats obtenus lors de la régression. Les résultats des équations structurelles et le test des hypothèses sont présentés dans le tableau 6 en annexe VIa.

Discussion et voies de recherches futures

La prise en compte des stock-options constitue une voie de recherche future. La compensation sous forme de salaires et boni conserve un lien fort avec l'action du dirigeant durant la période considérée même si elle est liée à la performance financière. Les stock-options, en revanche, apparaissent découplées de la réalité de l'entreprise au moment où elles sont attribuées et dépendent du marché financier futur. L'horizon temporel d'incitation des dirigeants est, alors, en question (Desbrières et Mercier, 2001). On peut alors se demander si les stock-options ne doivent pas être considérées plus comme un signe de pouvoir qu'un composant de la compensation, autrement dit être traitées en variables indépendantes des modèles envisagés. Il faut rappeler que les stock-options ont été créées à l'origine comme substitut à la rémunération dans des entreprises jeunes et en forte croissance. Si tel était le cas, on devrait observer une corrélation négative entre stock-options et rémunération sur un échantillon d'entreprises de taux de croissance variés. Dans notre échantillon complet, le coefficient de corrélation ressort à + 0.40. De plus, près de 50% des dirigeants du quartile supérieur des rémunérations obtiennent des stock-options dans l'année de référence contre 8% pour le premier quartile. Il est donc clair que les stock-options ne peuvent ici jouer un rôle de substitut à la rémunération. De plus, comme elles sont fondées sur la performance boursière totale à maturité (qui dépend essentiellement du marché) et non sur le différentiel de performance par rapport à l'indice, le soupçon qu'elles constituent un signe de pouvoir permettant d'extraire la rente du poste en est renforcé.

Edmans et Gabaix (2009) contestent la thèse de l'extraction de la rente défendue par Fried et Bebchuk (2004) et fournissent une série d'arguments et de travaux récents pour montrer que le contrat peut demeurer « optimal », c'est-à-dire conçu dans l'intérêt des actionnaires, malgré le niveau élevé des rémunérations. Ils ne rejettent cependant pas l'idée qu'un contrat optimal puisse inclure une partie d'extraction de la rente et ils s'interrogent sur des phénomènes en apparence peu compatibles avec la théorie du contrat optimal, comme par exemple l'importance des avantages en nature. On peut donc conclure avec eux que la compensation des dirigeants est une variable complexe, sensible à de nombreux facteurs dont beaucoup n'ont pas encore été envisagés suffisamment, notamment les facteurs comportementaux. Notre étude cependant suggère que, dans le cas français, les relations entre dirigeants et représentant des actionnaires revêtent un tour plus spécifique, avec un fort pouvoir du dirigeant qui ne semble pas modéré mais plutôt renforcé par la présence

d’administrateurs indépendants et d’investisseurs institutionnels. Faut-il dans le cas français, élaborer une variante de la théorie du pouvoir managérial, une théorie du pouvoir aggravé en quelque sorte ?

Une étude plus complète devrait porter sur des données de panel couvrant plusieurs années.

Présentation des annexes

Tableau 1 : Facteurs d'inflation de variance (annexe I)

	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4	Modèle 5	Modèle 6
			VIF			
ROA	1,291	X	X	X	X	X
Alpha Jensen	1,104	1,091	X	X	X	X
Comités	1,199	1,196	1,195	X	X	X
Anc Poste	1,722	1,721	1,72	1,707	X	X
Cumul fonct	1,178	1,147	1,107	1,106	1,048	X
Chiffre d'affaires	1,03	1,085	1,085	1,073	1,015	1,003
Invest. instit.	1,269	1,253	1,249	1,205	1,149	1,144
Adm. Indept	1,401	1,365	1,336	1,178	1,175	1,152
Anc entrp	1,62	1,607	1,598	1,489	1,012	1,011
Moyenne VIF						**= 1,077**

Tableau 3 : Fiabilité et validité des instruments de mesure (annexe II)

	Fiabilité (variable réflexive uniquement)	**Variables et significativité de leurs poids (t)**		**Multi colinéarité (index – VIF)** (variable formative uniquement)	**Validité convergente (AVE)**
1. Rémunération du dirigeant (réflexive)	Rhô = 0,82	_Salaires _Bonus	6,40*** 20,64***		AVE =0,70
2. Performance économique (réflexive)	Rhô = 0,83	_Ln(ROA) _Ln(Market/Book)	3,00*** 2,64***		AVE= 0,71
3. Performance boursière	(1)	LnJensAlpha	non significatif		
4. Pouvoir du dirigeant (réflexive)	Rhô = 0,69	_Anc. ds l'entrep. _Mandats	3,26*** 1,67*		
5. Pouvoir du conseil et de l'actionnariat (formative)		_admin.indépt _%inv.instit.	2,44** 2,48**	1,789 1,270	

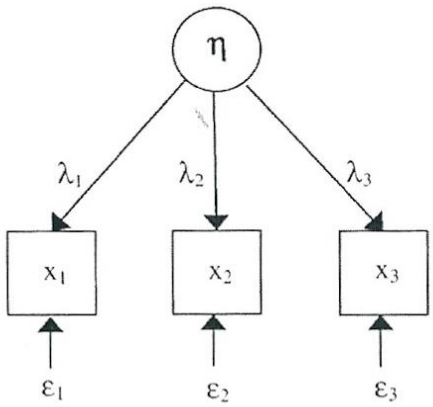
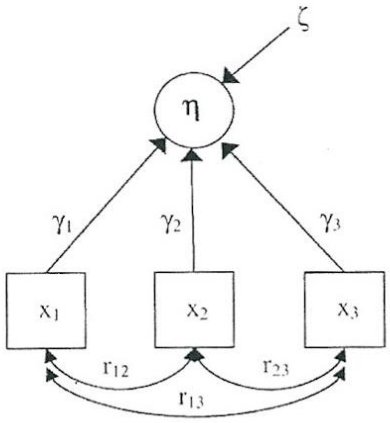
Validité discriminante (Matrice corrélation)					
	1	2	3	4	5
1	1*				
2	0,11801	0,84*			
3	-0,009061	0,168606	0,73*		
4	-0,072479	-0,120389	0,242254	0,83*	
5	-0,022625	-0,01802	0,088425	0,282938	1*

Notes : *** 1% ; ** 5% ; *10%

(1) PLS ne fournit pas de critères d'évaluation, dans ce cas, il y a ici un indicateur unique. L'évaluation de la fiabilité est réalisée uniquement pour des variables composites.

Construits réflexifs *versus* formatifs (1/2)
(Annexe III)

Distinction entre construits réflexifs et formatifs (d'après Diamantopoulos *et al.*, 2008, repris par Lacroux, 2009)

Modèle de mesure d'un construit latent réflexif	Modèle de mesure d'un construit latent formatif
	
η = construit latent xi = indicateurs λ = coefficient représentant l'effet du construit sur l'indicateur (*loading*) ε = indicateur de l'erreur de mesure	η = construit latent xi = indicateurs γ = coefficient représentant l'effet de l'indicateur sur le construit (coefficient de régression) r = corrélations entre indicateurs ζ = indicateur « d' erreur » (*distubance term*)
Le construit est la « cause » des indicateurs. Sur le plan formel, Chaque indicateur est lié à la variable latente par une équation de régression simple du type : $x_i = \lambda_i \eta + \varepsilon_i$	Les indicateurs sont la « cause » du construit. Sur le plan formel, le modèle s'écrit comme une équation de régression multiple : $\eta = \sum_{i=1}^{n} \gamma_i x_i + \zeta$

L'indicateur d'erreur (*disturbance term*) rend compte du pourcentage de variation du construit du à d'autres causes que les indicateurs (cf. Diamantopoulos *et al.*, 2008 p.1211, pour une analyse détaillée).

Construits réflexifs *versus* formatifs (2/2)
(Annexe III)

Le modèle global d'équations structurelles se constitue de deux parties : le modèle de mesure (composé des relations entre les indicateurs et les construits) et le modèle structurel (correspondant à l'ensemble des relations entre construits latents).

Une variable latente est le regroupement de plusieurs indicateurs (autrement dit, variables manifestes ou observées) supposés représenter un phénomène sous-jacent non observable (Lacroux, 2011). Chacun de ses indicateurs pourra être réflexif ou formatif. Nous présentons cette distinction ci-après car elle est fondamentale pour la spécification du modèle de mesure mais également pour le test final du modèle structurel.

Spécification du modèle de mesure : indicateurs réflexifs *versus* formatifs

Un construit réflexif est une variable latente dont la mesure est assurée par des indicateurs reflétant le construit latent. Chaque indicateur permet de capturer l'essence intrinsèque du concept sous-jacent et représente son influence. La relation de causalité est censée s'opérer du construit vers ses indicateurs. Ainsi, les indicateurs, d'un même construit réflexif, doivent être significativement et positivement corrélés (Jarvis *et al.*, 2004 ; Lacroux, 2011). De plus, les indicateurs doivent être interchangeables (Jarvis *et al.*, 2004). Un construit réflexif est estimé à partir d'un ensemble de régressions simples (Crié, 2005) et doit avoir l'ensemble de ses items réflexifs » afin d'être en cohérence avec l'algorithme de résolution qui suppose que les corrélations entre les indicateurs d'une variable latente du modèle sont *causées* par cette dernière (Crié, 2005). Dès lors, les indicateurs sont considérés comme dépendants » des variables latentes (Crié, 2005).

$$x_i = \boldsymbol{\lambda}_{i1}\boldsymbol{\xi}_1 + \boldsymbol{\delta}_i \qquad (1)$$

xi est le $i^{ème}$ indicateur de la variable latente $\boldsymbol{\xi}_1$ qui l'affecte x_i et $\boldsymbol{\xi}_1$ représente les déviations autour de la moyenne ;

$\boldsymbol{\delta}_i$ est l'erreur de mesure pour ce $i^{ème}$ indicateur ($\boldsymbol{\delta}_i$ admet les caractéristiques d'une erreur aléatoire) ;

$\boldsymbol{\lambda}_{i1}$ est le coefficient de régression représentant l'effet de $\boldsymbol{\xi}_1$ sur x_i.

Un construit formatif, en revanche, est déterminé par ses indicateurs. Le sens de causalité va, ici, des mesures au construit. De ce fait, les indicateurs ne sont pas nécessairement corrélés.

$$n_1 = \boldsymbol{\gamma}_{11}x'_1 + \boldsymbol{\gamma}_{21}x'_2 + \boldsymbol{\gamma}_{31}x'_3 + \boldsymbol{\zeta}_1 \qquad (2)$$

Les coefficients $\boldsymbol{\gamma}_i$ sont des paramètres structuraux qui reflètent l'importance des effets des indicateurs formatifs x_i sur n_1. Selon Crié (2005), la différence avec un modèle en composantes principales réside au travers du terme d'erreur ($\boldsymbol{\zeta}$) qui constitue la part du construit non expliquée par les x'_i. Etant donné qu'il n'y a qu'une variable latente pour p indicateurs au lieu de p facteurs, la variable latente peut alors devenir une simple fonction linéaire pondérée de ses mesures, et ce, dans l'hypothèse où l'erreur ($\boldsymbol{\zeta}$) n'est pas considérée dans l'équation reliant le construit formatif à ses indicateurs (Edwards et Bagozzi, 2000). Diamantopoulos et Winklhofer (2001) proposent de fixer à 0 la valeur de ($\boldsymbol{\zeta}$), dès que la variable formative n'émet qu'un seul lien en direction d'un autre construit.

Pour ce qui est des construits formatifs, Diamantopoulos et Winklhofer (2001), Rossiter (2002) et Crié (2005) proposent quatre étapes à respecter dans la construction d'un index[10] :

- spécifier le contenu (sélectionner l'ensemble » des indicateurs, en évitant tout de même de surcharger le construit[11]). Ces indicateurs sont issus de la littérature ou bien à partir du terrain dans le cadre d'une étude exploratoire ;
- vérifier que les indicateurs définissent le construit (des changements dans les indicateurs devraient causer des changements dans le construit) ;
- évaluer la colinéarité des indicateurs en examinant l'inverse de la matrice de corrélations. La diagonale de cette matrice est composée de ratios appelés « facteurs d'inflation de variance » (*VIF*)[12], qui indiquent la part de variance d'une variable expliquée par les autres variables ;
- estimer la validité externe du construit formatif, cela revient à s'assurer de la validité prédictive (ou nomologique) de la variable en question vis-à-vis d'une ou plusieurs variables du modèle de recherche (Lacroux, 2009).

[10] L'index (relatif aux indicateurs formatifs) est l'équivalent de la construction des échelles de mesure classique.
[11] Rossiter (2002), précise qu'il est impossible de capturer tous les indicateurs relatifs à un construit. L'objectif étant de représenter au mieux le construit (sans omettre des indicateurs essentiels à l'index), sans pour autant basculer dans *un recensement exhaustif des items*.
[12] Cette procédure d'évaluation de la multi-colinéarité est préconisée par Kline (2005).

Du fait des spécificités des indicateurs formatifs, ceux-ci peuvent être peu (ou pas) corrélés[13] (Jarvis et al, 2004) et ainsi présenter une faible valeur à l'*alpha* de Cronbach (Bollen et Lennox, 1991 ; Crié (2005). Pour ces construits, Nunnally et Berstein (1994) précisent que les analyses d'homogénéité de type *Alpha* de Cronbach ne sont d'aucune utilité. Comme ces indicateurs déterminent un construit, il convient d'être extrêmement vigilant dans le choix mais aussi dans la suppression de ceux-ci pour des raisons de performance de tests statistiques (Crié, 2005 ; Jarvis *et al.,* 2004 ; MacKenzie, 2003 ; Rossiter, 2002). Par ailleurs, il reste indispensable d'évaluer la validité externe ou nomologique (Jarvis *et al.,* 2004). De même, Crié (2005) précise qu'il faut être prudent au risque de multi-colinéarité entre les x'_i [car les estimations des coefficients (γ_{i1}) peuvent être biaisées alors qu'ils reflètent la validité du construit (Diamantopoulos et Winklholfer, 2001), sachant que le modèle formatif est estimé à partir d'une régression multiple].

Ainsi, la spécification du modèle de mesure doit faire l'objet d'une démarche réfléchie. Il est important d'éviter ce que l'on appelle les erreurs de spécification du modèle, notamment par l'utilisation inappropriée de construits réflexifs et formatifs, car cela a des incidences significatives sur le test du modèle ultérieur mais également sur la validité intrinsèque même des propositions théoriques formulées (Crié, 2005). En effet, les modèles de mesure formatifs (contrairement aux modèles de mesure réflexifs) s'appuient sur la collecte du plus grand nombre d'indicateurs possibles, dans le but de minimiser la variance du construit non expliquée par ses variables manifestes. Dès lors, une mauvaise spécification du construit impacte la validité des résultats du modèle structurel (Anderson et Gerbing, 1982 ; Jarvis *et al.,* 2004 ; Lacroux, 2011 ; McKenzie *et al.,* 2005).

Dans notre recherche, nous mobilisons de manière simultanée des construits réflexifs et formatifs (que nous présenterons ultérieurement). Cette particularité invite à avoir recours à une méthode d'équations structurelles adaptée permettant des traitements adéquats. Nous utilisons, ici, la méthode PLS.

[13] Il serait d'ailleurs préférable qu'il n'y ait pas (ou peu) de corrélations entre les indicateurs formatifs, afin d'éviter un problème de multi-colinéarité (Crié, 2005).

Approfondissement de la méthode PLS
(annexe IV)

Selon Tenenhaus (1998), la méthode PLS permet :

- le traitement de modèles relationnels complexes, avec de nombreuses variables ;
- la compatibilité avec de petits échantillons ;
- le teste des modèles comportant des variables réflexives et formatives ;
- l'estimation du modèle de mesure et du modèle structurel en simultané ;
- des variables nominales, d'intervalle ou continues. La multi-normalité des variables n'est pas obligatoire.

Cette méthode était donc parfaitement adaptée aux spécificités de notre démarche et de notre modèle. Par ailleurs, les études employant la méthode PLS sont de plus en plus nombreuses. Parmi les publications récentes, on peut citer Hsu *et al.* (2006), Reinartz (2009) et Lacroux (2011). Ces études mettent en exergue les avantages de PLS par comparaison aux méthodes classiques. Selon Sosik *et al.* (2009, p.17), la méthode PLS fonctionne mieux en pratique, parce que les données issues du terrain utilisées dans la modélisation ne sont jamais parfaites, et sont souvent fortement corrélées. En sélectionnant la meilleure combinaison linéaire pour prédire les variables dépendantes, elle fournit des coefficients structurels plus significatifs que les méthodes basées sur le « maximum de vraisemblance ». Il est cependant important de garder à l'esprit les limites de toute méthode usitée (Rigdon et Gefen, 2011). Selon Tenenhaus (2008a), PLS en présente trois principales :

- les logiciels PLS sont peu diffusés ;
- la non-prise en compte des erreurs de mesure[14] ;
- les modèles ne peuvent fonctionner en récursif.

Le tableau ci-après résume les avantages comparatifs des méthodes classiques et de la méthode PLS. Cependant, pour les raisons que nous avions précédemment explicitées (démarche exploratoire, construits formatifs et réflexifs et petit échantillon), PLS restait la méthode la plus appropriée à notre démarche. Nous gardons, toutefois, ses limites en tête pour la discussion de nos résultats ultérieurs.

[14] Afin de limiter cette non-prise en considération des erreurs de mesures, il faut que la taille de l'échantillon soit grande ainsi que le nombre d'indicateurs par variable (Lacroux, 2011).

Tableau 7. Résumé des avantages/inconvénients ULS-SEM *versus* PLS

	ULS-SEM	***PLS***
The "pluses"	- Global criterion well identified - Use of SEM softwares - Parameters can be subject to constraints - Use of bootstrapping on all the model parameters - Better measurement of the quality of the theoretical model - Non-recursive model allowed	- No identification problem - Systematic convergence of the PLS algorithm - General framework for multi-block data analysis - Robust method for small-size samples - Possibility of several LV's per block exists in PLS-Graph software - Explicit calculation of LV's integrated in PLS softwares - Easy handling of missing data
The "minuses"	- Possible difficulty in model identification - Possible non-convergence of the algorithm - Explicit calculation of LV's is outside the SEM software - Missing data are not permitted	- Algorithm is often closer to an heuristic than to the optimisation of a global criterion - It is impossible to impose constraints on the parameters - Measurement of the quality of the inner model is underestimated - Measurement of the quality of the outer model is overestimated - Non-recursive model prohibited

Source : Tenenhaus, 2008b, p 51.

La méthode PLS est, aujourd'hui, mise en œuvre grâce à plusieurs logiciels. Un des plus anciens est LVPLS proposé par Löhmoller (1984), suivi de PLS-Graph (Chin, 1998) un logiciel complet et convivial dans le cadre du milieu académique, ainsi que XLSTAT commercialisé par Addinsoft. Nous choisissons d'utiliser le logiciel Smart PLS (Ringle *et al.*, 2005) pour l'aspect complet de cet outil de recherche et son interface agréable d'utilisation.

Figure 1 : Modèle simplifié de la recherche (annexe V)

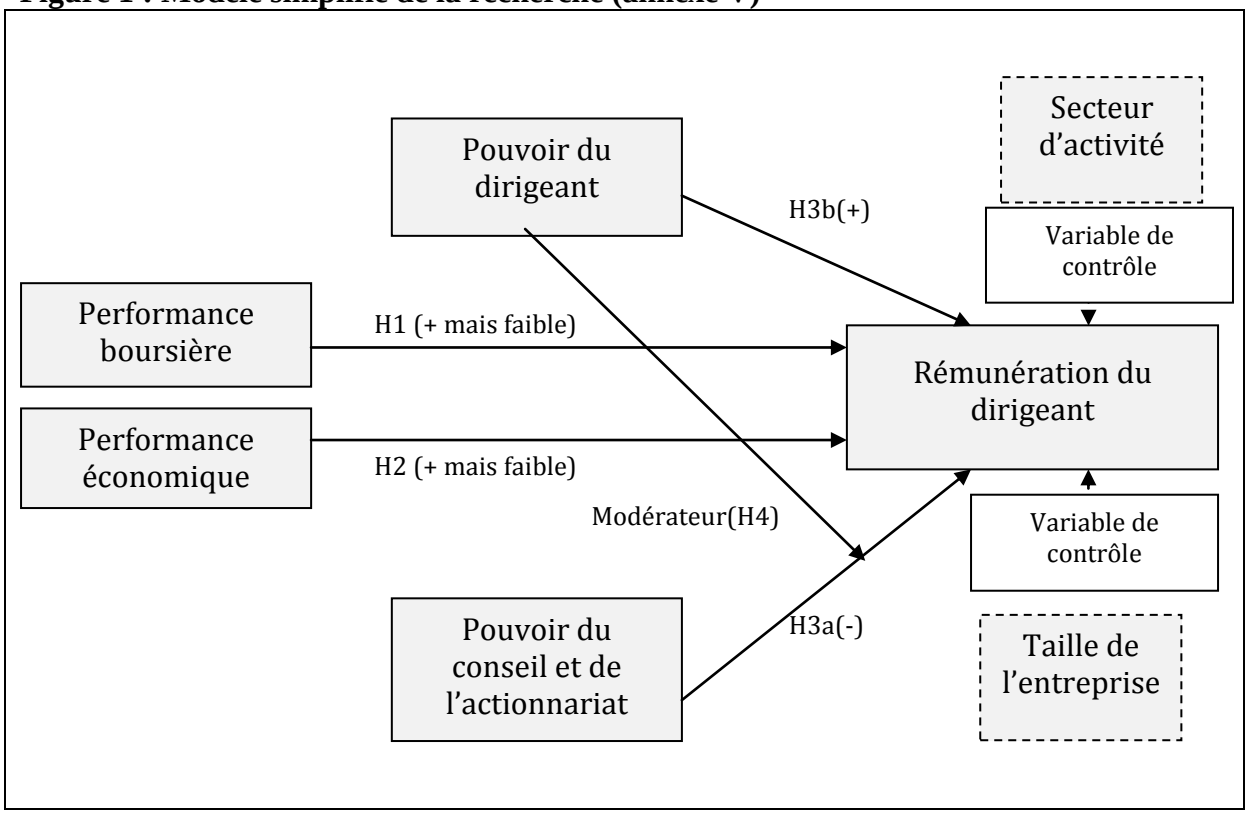


Tableau 6 : Résultats des équations structurelles et teste des hypothèses (annexe VIa)

Hypothèses	Coefficient [Mean R^2=0,26]	*t* value	Validation
H1+: Performance boursière → Rémunération des dirigeants	0,018	0,216	H1 oui (pas d'effet)
H2+: Performance économique → Rémunération des dirigeants	0,010	0,119	H2 oui (pas d'effet)
H3b-: Pouvoir du conseil et de l'actionnariat → Rémunération des dirigeants	0,36***	3,948	H3b oui
H3a+: Pouvoir des dirigeants → Rémunération des dirigeants	1,16 *	1,642	H3a oui
H4: Pouvoir des dirigeants en tant que modérateur du pouvoir du conseil → Rémunération des dirigeants	0,42 [f^2= 0,035]	1,993	H4 oui
Effet de la taille de l'entreprise	0,25***	3,111	-

Notes : *** 1% ; ** 5% ; * 10%

Tableau 4 : Mesures des variables (annexe VIb)

Concepts	Code des noms	Mesures
Rémunération des dirigeants	Salaires	Les salaires sont exprimés en monnaie (euros)
	Bonus	Idem
Performance économique (Retour sur actifs ROA et opportunités de croissance)	(1+ROA)	Exprimé en tant que logarithme du multiplicateur d'actifs de l'année précédente (2006) afin de limiter l'effet de la kurtosis.
	Ln(M/B)	Exprimé en tant que logarithme du ratio de la valeur de marché à la valeur comptable des actifs à la fin de l'année précédente (2006).
Performance boursière	LnJensAlpha	L'Alpha de Jensen est calculé sur l'année précédente, avec les betas fondamentaux de FACTSET (comme dans Bender, 2007). Il subit une transformation logarithmique pour réduire la kurtosis.
Pouvoir des dirigeants	Mandats	Nombre de mandats des dirigeants (P/DG) hors de leurs entreprises.
	Anc ds l'entrep.	Nombre d'années dans l'entreprise.
	Anc. au poste	Nombre d'années au poste.
	Mandaccum	Variable dichotomique: 0 = Séparation des fonctions P/DG.
Pouvoir de contrôle du conseil et de l'actionnariat	Admin. indépt	Nombre d'administrateurs indépendants au sein du conseil.
	% Inv. Instit.	Pourcentage d'investisseurs institutionnels au capital de l'entreprise.
	Comités	Nombre de comités spécialisés (rattachés au conseil).
Variables de contrôle	Code des noms	Mesures
Taille de l'entreprise	LnChiffre d'affaires	Logarithme du chiffre d'affaires de l'entreprise.
Secteurs d'activité	Sect.activ.	Sur cinq secteurs : industrie, nouvelles technologies, biens de consommation, et les institutions financières.

Cette figure montre le modèle final après avoir enlevé les variables constituantes non significatives (dans les rectangles). Les valeurs indiquent les *t* de Student. Les construits, variables latentes, (dans les cercles) peuvent être réflexifs ou formatifs. Un construit formatif (dit index) est identifié par des flèches qui sont dirigées vers ses variables constitutives tandis qu'un construit réflexif est identifié par des flèches allant dans la direction opposée. Il n'y a pas de valeur de Student pour une variable constituante unique associée à un construit (*Alpha* de Jensen).

Figure 2 : Modèle final (annexe VIc)

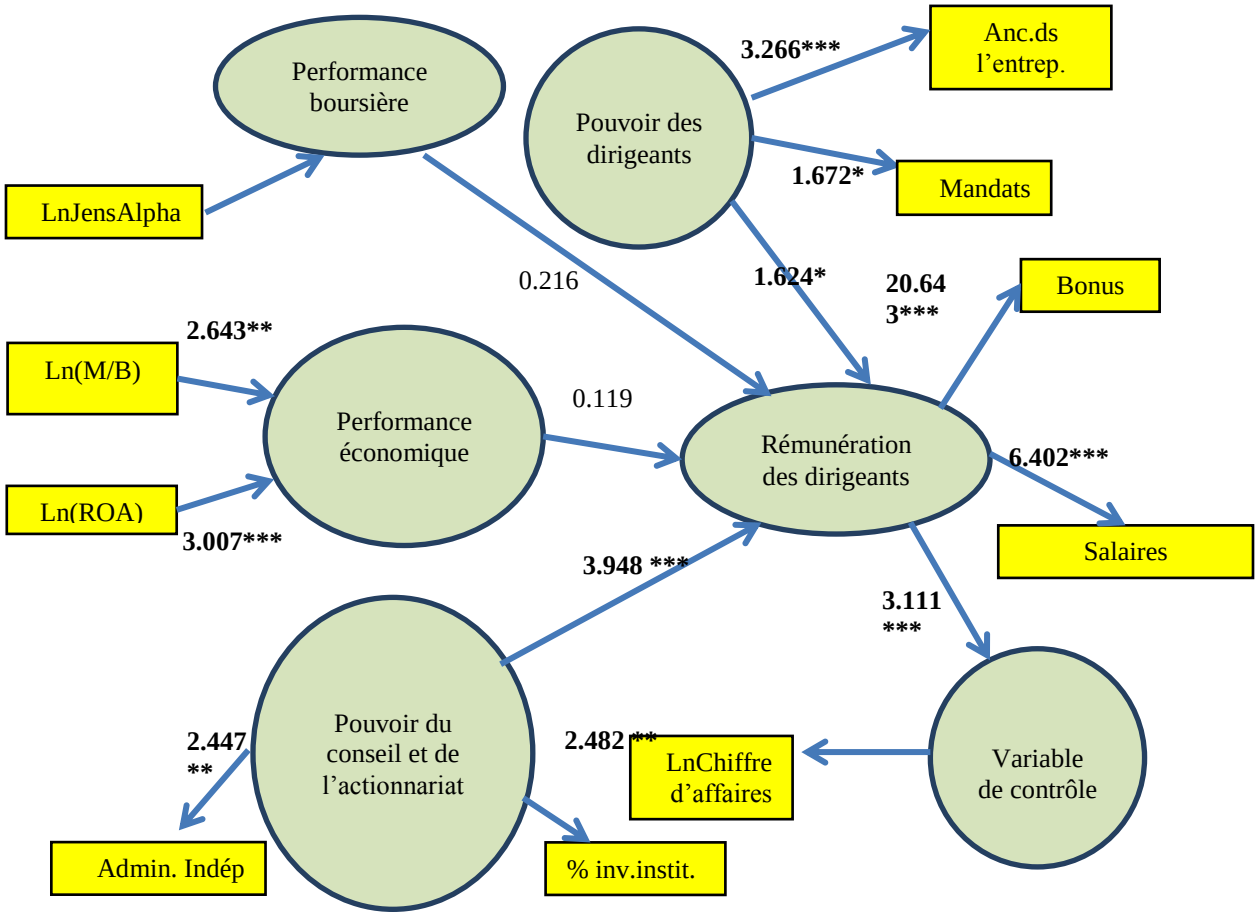


Tableau 5 : Résultats des différents modèles par régressions multiples (annexe VII)

	Modèle 1	**Modèle 2**	**Modèle 3**	**Modèle 4**	**Modèle 5**	**Modèle 6**	**Modèle 7**
	R^2=0,307 R ^{2}Aj.=0,236	R^2=0,307 R^2Aj.=0,24 4	R^2=0,307 R^2Aj.=0,25 1	R^2=0,301 R^2Aj.=0,25 2	R^2=0,296 R^2Aj.=0,25 4	R^2=0,288 R^2Aj.=0,25 3	R^2=0,274 R^2Aj.=0,24 6
Constante	t= -1,792 Sig=0,076	t= -1,929 Sig=0,057	t= -1,925 Sig=0,057	t= -2,240 Sig=0,027	t= -2,555 Sig=0,012	t= -2,471 Sig=0,015	t= -2,042 Sig=0,044
Chiffre d'affaires	β= 0,309 t=3,564 Sig=0.001	β= 0,309 t=3,583 Sig=0.001	β= 0,300 t=3,601 Sig=0.000	β= 0,300 t=3,527 Sig=0.001	β= 0,299 t=3,520 Sig=0.001	β= 0,285 t=3,395 Sig=0.001	β= 0,272 t=3,245 Sig=0.002
Inv. Instit (%)	β= 0,256 t=2,753 Sig=0,007	β= 0,256 t=2,767 Sig=0,007	β= 0,238 t=2,770 Sig=0,007	β= 0,238 t=2,647 Sig=0,009	β= 0,242 t=2,701 Sig=0,008	β= 0,235 t=2,629 Sig=0,010	β= 0,228 t=2,540 Sig=0,013
Admin. Indép. (nombre)	β= 0,197 t=1,978 Sig=0,051	β= 0,196 t=2,024 Sig=0,046	β= 0,200 t=2,088 Sig=0,039	β= 0,200 t=2,092 Sig=0,039	β= 0,226 t=2,497 Sig=0,014	β= 0,220 t=2,440 Sig=0,016	β= 0,203 t=2,261 Sig=0,026
AncEntDum* Mandats(1)	β= 0,186 t=1,720 Sig=0.089	β= 0,186 t=1,730 Sig=0.087	β= 0,175 t=1,738 Sig=0.085	β= 0,175 t=1,555 Sig=0.103	β= 0,164 t=1,555 Sig=0.123	β= 0,231 t=2,733 Sig=0.007	β= 0,222 t=2,618 Sig=0.010
Cumul des fonctions (Oui/Non)	β= 0,103 t=1,140 Sig=0,257	β= 0,103 t=1,145 Sig=0,255	β= 0,101 t=1,120 Sig=0,265	β= 0,101 t=1,152 Sig=0,252	β= 0,101 t=1,158 Sig=0,249	β= 0,121 t=1,410 Sig=0,162	X
AncPosteDum* Mandats(1)	β= 0,124 t=1,136 Sig=0.259	β= 0,124 t=1,142 Sig=0.256	β= 0,128 t=1,155 Sig=0.251	β= 0,128 t=1,194 Sig=0.235	β= 0,114 t=1,072 Sig=0.286	X	X
Opportunités de croissance (Market/Book)	β= -0,099 t=-0,966 Sig=0.336	β= -0,098 t=-1,016 Sig=0.312	β= -0,080 t=-1,046 Sig=0.298	β= -0,080 t=-0,861 Sig=0.391	X	X	X
Comités (nombre)	β= -0,080 t=-0,870 Sig= 0,386	β=-0,081 t=-0,882 Sig=0,380	β=-0,081 t=-0,891 Sig=0,375	X	X	X	X
Alpha Jensen	β= -0,023 t=-0,267 Sig=0.790	β= -0,024 t=-0,269 Sig=0.789	X	X	X	X	X
Retour sur actifs (Return on assets)	β=0,003 t=0,031 Sig=0.975	X	X	X	X	X	X

(1)AncEntDum*Mandats et AncPosteDum*Mandats : nous avons croisé séparément les variables de l'ancienneté dans l'entreprise et de l'ancienneté au poste avec celle des mandats.

Références

Anderson, J.C. et Gerbing, D.W., 1982. Some methods for re-specifying measurement models to obtain unidimensional construct measurement. *Journal of Marketing Research*, 19, pp.453-460.

Batteau, P., 2009. Actionnaires, dirigeants financiers et managers. *Revue française de gestion*, n°198-199, pp.319-342.

Bebchuk, L.A. and J.M. Fried (2003): Executive Compensation as an Agency Problem, *Journal of Economic Perspectives*, 17(3), pp.71-92.

Bebchuk, L.A. and J.M. Fried (2006): Pay Without Performance: The Unfulfilled Promise of Executive Compensation, *Harvard University Press*.

Bebchuk, L. and Fried, J., 2004. Pay without performance: the unfulfilled promise of executive compensation (Cambridge: *Harvard University Press*).

Ben Taleb, D., 2014. Contrôle des institutionnels et pouvoir discrétionnaire des dirigeants, La Revue des Sciences de Gestion, Direction et Gestion, n°265, pp. 69-77.

Bertrand M., F.Kramarz, A. Schoar and D. Thesmar, 2004. Politically Connected CEOs and Corporate Outcomes: Evidence from France, *NBER University of Chicago Graduate School of Business*, pp.1-31.

Bollen, K. et Lennox R., 1991. Conventional wisdom on mesurement: a structural equation perspective. *Psychological Bulletin*, 110(2), pp.305-319.

Bolton, P. et Dewatripont, M., 2005. *Contract theory*, MIT press.

Boyd, B.K., 1994. Board Control and CEO Compensation. *Strategic Management Journal*, 15(5), pp.335-344.

Brickley J.A., Coles J.L. et Terry R.L., 1994. Outside Directors and the Adoption of Poison Pills. *Journal of Financial Economics*, 35(3). pp.371-390.

Carmeli, A. et Gefen, D., 2005. The relationship between work commitment models and employee withdrawal intentions. *Journal of Managerial Psychology*, 20(2), pp.63-86.

Casamatta C., 2003. Financing and Advertising: Optimal Financial Contracts with Venture Capitalists. *Journal of Finance*, 58 ; pp. 2059-2085.

Charreaux, G., 2002. Variation sur le thème : A la recherche de nouvelles fondations pour la finance et la gouvernance d'entreprise ». *Finance, Contrôle, Stratégie*, 5(3), pp. 5-68.

Chin, W.W., 1998. Issues and Opinion on Structural Equation Modeling. *MIS Quarterly*, 22(1), pp.7-16.

Cohen, A., 1995. An Examination of the Relationships Between Work Commitment and Nonwork Domains. *Human Relations*, 48(3), pp.239-263.

Conyon, M.J et Peck, S., 1998. Board Control, Remuneration Commitees, and Management Remuneration. *Academy of Management Journal*, 41(2), pp.135-145.

Cozian, M., Viandier, A. et Deboissy, F., 2009. *Droit des sociétés* 22ème éd., LexisNexis, Litec.

Cremers M. et Y. Grinstein, 2010. The Market for CEO Talent: Implications for CEO Compensation. *Working Paper Yale School of Management's International Center for Finance*, pp.1-46.

Crié, D., 2005. De l'usage des modèles de mesure réflectifs ou formatifs dans les modèles d'équations structurelles. *Recherches et Applications en Marketing*, 20(2), pp.20-28.

D'Arcimoles C.H. and J. Le Maux, 2005. Gouvernance d'entreprise et rémunération des dirigeants en France : variation sur la transparence et la performance , *Les cahiers du Cergors, (2), pp.*1-27.

David, P., R. Kochhar and E. Levitas, 1998. The Effect of Institutional Investors on the Level and Mix of CEO Compensation, *The Academy of Management Journal*, 41(2), pp.200-208.

Desbrières, P. et Mercier, S, 2001. Enjeux et éthiques des formules d'actionnariat des dirigeants. *Revue Française de Gestion*, (136).

Diamantopoulos, A. et Winklhofer, H., 2001. Index Construction with Formative Indicators: An alternative to Scale Development. *Journal of Marketing Research*, 38(2), pp.269-277.

Diamantopoulos, A., O. Riefler et Roth K.P., 2008. Advancing Formative Measurement. *Journal of Business Research* 61, pp.1203-1218.

Edmans A. et Gabaix X., 2009. Is CEO Pay Really Inefficient ? A Survey of New Optimal Contracting Theories. *European Financial Management*, 15(3), pp. 486-496.

Edmans A. et Gabaix X., 2008. Tractability and detail-neutrality in incentive contracting. Working Paper University of Pennsylvania.

Edwards, J.R. et Bagozzi, Richard P., 2000. On the nature and direction of relationships between constructs and measures. *Psychological Methods*, 5(2), pp.155-174.

Eminet A., Z. Guedri et S. Asseman, 2009. Le dirigeant est-il l'architecte de sa rémunération ? : Structure de contrôle du conseil d'administration et mobilisation du capital social. *Finance Contrôle Stratégie*, 12(3), pp.5-36.

Enrich D. et A. Agnew, 2014. U.K., Agency Struggles in Fight Against Insider Trading, *Wall Street Journal*, 4 janvier.

Fama, E.F, 1980. Agency Problems and the Theory of the Firm. *Journal of Political Economy*, 88(2), pp.288-307.

Fama, E.F and M.C. Jensen, 1983. Separation of Ownership and Control, *Journal of Law and Economics*, 26(2), pp.301-325.

Firth, M., Fung, P. et Rui, O., 2006. Corporate Performance and CEO Compensation in China. *Journal of Corporate Finance*, 12(4), pp.693-714.

Frank, R., et Cook, P., 1995. The Winner Take All Society, *New York: The Free Press.*

Giannetti, M., 2008. Serial CEO incentives and the structure of managerial contracts, Working Paper Stockholm School of Economics.

Gayle, G. and Miller, R.,2009. Has moral hazard become a more important factor in managerial compensation?, *American Economic Review* 99(5),pp.1740-1769.

Godard, L., 2001. La taille de conseil d'administration: déterminants et impact sur la performance. In *Cahier du FARGO n° 1010702*.

Godard, L. et Schatt, A., 2005. Caractéristiques et fonctionnement des conseils d'administration français. *Revue française de gestion*, (5), pp.69–87.

Godard, L., Schatt A. et Raffournier B., 2008. Quels sont les déterminants de la composition des conseils d'administration? Le cas des entreprises belges, françaises, et suisses. *Revue française de gouvernance d'entreprise*, (4), pp.33–58.

Hall, B. et Liebman, J., 1998. Are Ceos Really Paid Like Bureaucrats? *Quarterly Journal of Economics*, 113(3), pp.653-691.

Hall, Brian J. et Murphy, Kevin J., 2003. *The Trouble with Stock Options*, National Bureau of Economic Research.

Haubrich J.G., 1994. Risk Aversion, Peformance Pay, and the Principal-Agent Problem. *Journal of Political Economy*, pp. 258-276.

Helland, E. et Sykuta, M., 2005. Who's Monitoring the Monitor? Do outside Directors Protect Shareholders' Interests? *The Financial Review*, 40(2), pp.155-172.

Hermalin, B. et Weisbach, M., 1998. Endogenously Chosen Boards of Directors and their Monitoring of the CEO. *American Economic Review*, 88(1), pp.96-118.

Holmstrom, B., 1979. Moral Hazard and Observability. *Bell Journal of Economics*, 10(1), pp.74-91.

Hsu, S.-H., Chen, W. et Hsieh, M., 2006. Robustness testing of PLS, LISREL, EQS and ANN-based SEM for measuring customer satisfaction. *Total Quality Management*, 17(3), pp.355-372.

Jarvis, C.B., MacKenzie, S. et Podsakoff, P., 2004. Un examen critique des indicateurs de construit et des erreurs de spécification des modèles de mesure dans la recherche en marketing et en comportement du consommateur. *Recherches et applications en marketing*, 19(1), pp.73-97.

Jensen, M.C et Meckling, W., 1976. Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure. *Journal of Financial Economics*, 3(4), pp.305-360.

Jensen, M.C., and K.J. Murphy, 1990a. CEO Incentives—It's Not How Much You Pay, But How, *Harvard Business Review*, pp.138–153.

Jensen, M.C., and K.J. Murphy, 1990b. Performance Pay and Top-Management Incentives, *Journal of Political Economy,* XCVIII, pp.225–264.

Jensen, M., K. Murphy and E. Wruck (2004). Remuneration: Where we've Been, How we Got to Here, What Are the Problems, and How to Fix Them, *ECGI Working Paper Series in Finance*, (44), pp.1-105.

Johnson, J.L., Ellstrand, A.E. et Daily, Catherine M., 1996. Boards of Directors: a Review and Research Agenda. *Journal of Management*, 22(3), pp.409-438.

Klein, A., 1998. Firm Performance and Board Committee Structure. *Journal of Law et Economics*, 41(1), pp.275-303.

Kumar K, Rajan R. et L. Zingales, 1999. What Determines Firm Size ?, *Working Paper n° 7208 NBER.*

Lacroux, A., 2009. L'analyse des modèles de relations structurelles par la méthode PLS: une approche émergente dans la recherche quantitative en GRH. *In Reims*, pp. 1-26.

Lacroux, A., 2011. Les avantages et les limites de la méthode Partial Least Square (PLS): une illustration empirique dans le domaine de la GRH. *Revue de Gestion des Ressources Humaines*, (80), pp.45-64.

Laffont, J.-J. et Martimort, D., 2001. *The theory of incentives: the principal-agent model*, *Princeton (N.J.) ; Oxford: Princeton University Press.*

Lantz J.S., Montandrau S. and Sahut J.M., 2010. Activism of Institutional Investors, Corporate Governance and Financial Performance, *International Journal of Business*, 15(2).

Lie E. et Heron R.A., 2007. Does backdating explain the stock price pattern around executive Stock-option grants?, *Journal of Financial Economics*, 83(2), pp.271-295.

Löhmoller, J., 1984. LVPLS Program Manual: Latent Variables Path Analysis with Partial Least Squares. *University of Kohn*.

Longin F. et Solnik B., 1995. Is the Correlation in International Equity Returns Constant : 1960-1990 ?, *Journal of International Money and Finance*, 14(1), pp.3-26.

MacKenzie, S.B., 2003. The Danger of poor construct conceptualization. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 31(3), pp.323-326.

MacKenzie, Scott B., Podsakoff, P.M. et Jarvis, C.B., 2005. The Problem of Measurement Model Misspecification in Behavioral and Organizational Research and Some Recommended Solutions. *Journal of Applied Psychology*, 90(4), pp.710-730.

Oyer P. 2004. Why Do Firms Use Incentives that Have no Incentive Effects?. *The Journal of Finance*, 59(4), pp.1619-1649.

Mateos-Aparicio, G., 2011. Partial Least Squares (PLS) Methods: Origins, Evolution, and Application to Social Sciences. Communications in Statistics—Theory and Methods, 40, pp. 2305–2317.

Mayrhofer, U., 2007. Les rapprochements d'entreprises : perspectives théoriques et managériales. *Management et Avenir*, 4(14), pp.81-99.

Mishra, C.S. et Nielsen, J.F., 2000. Board independence and compensation policies in large bank holding companies. *Financial Management*, pp.51–69.

Nunnally J.C. et Bernstein I.H., 1994. *Psychometric theory*, n°972 *(Mc Graw-Hill).*

Moris, K., 2013, L'influence des médias sur les dirigeants d'entreprise et la création de valeur : trois essais en gouvernance d'entreprise, *Vuibert.*

Raheja, C.G., 2005. Determinants of board size and composition: A theory of corporate boards. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 40(2), pp.283–306.

Reinartz, W.J., Haenlein, M. et Henseler, J., 2009. An Empirical Comparison of the Efficacy of Covariance-Based and Variance-Based SEM. *SSRN eLibrary*.

Rigdon, E.E., et Gefen D., 2011. Questions Some Claims Associated with PLS Path Modeling, *American Marketing Association*, AMA Educators' Proceedings, pp.14-15.

Ringle, C.M., Wende, S. et Will, A., 2005. SmartPLS Version 2.0. *University of Hamburg*.

Rossignol, J-L., 2010. Fiscalité et responbilité globale de l'entreprise. *Revue Management et Avenir,* 3(33), pp.175-186.

Rossiter, J.R., 2002. The C-OAR-SE procedure for scale development in marketing. *Journal of Research in Marketing*, 19(4), pp.305-335.

Roussel, P., Durrieu, F. et Campoy, E., 2002. Méthodes d'équations structurelles : recherches et applications en gestion, *Economica, Paris.*

Singh, H. et Harianto, F., 1989. Management-board relationships, takeover risk, and the adoption of golden parachutes. *Academy of Management Journal*, 32(1), pp.7–24.

Solnik, B.H., 1974. An Equilibrium Model of the International Capital Market. *Journal of Economic Theory*, pp.500-524.

Sosik, J.J., Kahai, S.S. et Piovoso, M.J., 2009. Silver Bullet or Voodoo Statistics? *Group et Organization Management*, 34(1), pp.5–36.

Tenenhaus, M., 1998. La regression PLS: théorie et pratique, *Ed. Technip, Paris.*

Tenenhaus, M., 2008a. Component-based Structural Equation Modelling, Total Quality *Management et Business Excellence*, 19(7-8), pp.871-886.

Tenenhaus, M., 2008b. Structural Equation Modelling for Small Samples., *Paris: HEC School of Management, Working.Paper n°885*, pp. 1-52.

Tirole J., 2006. The Theory of Corporate Finance, *Princeton University Press.*

Wold, H., 1985. Partial Least Squares, *New-York, Wiley*.

Yermack, D., 1996. Higher Market Valuation of Companies with a Small Board of Directors. *Journal of Financial Economics*, 40(2), pp.185-211.

Zajac, E.J., 1990. CEO Selection, Succession, Compensation and Firm Performance: A Theorical Integration and Empirical Analysis, *Strategic Management Journal*, 11(3), pp.217-230.