

# **L'effet modérateur des mécanismes de gouvernance sur la relation entre l'enracinement des dirigeants et l'endettement des entreprises**

**Aida Guermazi**

**Faculté des sciences économiques et de gestion de Sfax-Université de Sfax**

**sellami\_aida@yahoo.fr**

**Abdelfettah Bouri**

**Faculté des sciences économiques et de gestion de Sfax-Université de Sfax**

## **Résumé :**

---

Nous cherchons, à partir de ce papier, de mettre en évidence la relation qui peut exister entre l'enracinement des dirigeants et le niveau d'endettement de l'entreprise et d'intégrer l'effet de modération de la structure de propriété et du conseil d'administration sur cette relation. L'étude menée sur un échantillon de 230 entreprises françaises cotées sur Euronext Paris sur une période de 9 ans, montre que l'effet de l'enracinement des dirigeants sur le niveau d'endettement de l'entreprise est positif et significatif. Les résultats dégagés montrent que la taille du conseil d'administration affecte négativement cette relation. Alors que, la présence de bloc de contrôle a un impact positif et significatif sur cette relation. L'actionnariat salarié et l'indépendance des administrateurs n'ont pas d'effet sur la relation entre l'enracinement des dirigeants et l'endettement de l'entreprise.

**Mots-clés :** Enracinement des dirigeants – Endettement – Structure de propriété – Conseil d'administration.

---

# L'effet modérateur des mécanismes de gouvernance sur la relation entre l'enracinement des dirigeants et l'endettement des entreprises

## Introduction

Des bouleversements financiers et économiques déclenchés par les faillites spectaculaires et inattendues des plus grandes firmes du monde entier ont bien marqué le début de ce siècle (Enron, Worldcom, Palmarat...). Ces bouleversements ont permis d'appréhender à quel point les entreprises peuvent être vulnérables aux diverses formes de manipulations et de fraudes. Le thème de la gouvernance s'impose alors une fois de plus pour les entreprises afin de rechercher l'équilibre des forces touchant la direction de la firme et la surveillance de l'équipe dirigeante. Le gouvernement des entreprises qui constitue un ensemble de règles permettant aux actionnaires de garantir que l'entreprise, dont ils sont propriétaires, est dirigée en conformité avec leurs propres intérêts, permet de mettre en place des mécanismes qui délimitent les pouvoirs des dirigeants et influencent leurs décisions (Charreaux, 1997). Deux visions conflictuelles placent le dirigeant dans l'entreprise. D'une part, les théories contractuelles voient le dirigeant comme un acteur passif et considèrent son rôle relativement limité puisqu'il a loué sa capacité managériale à la firme tout en étant contrôlé (Charreaux, 1997). D'autre part, la théorie de l'enracinement des dirigeants le considère comme acteur actif qui cherche à développer des stratégies afin de conserver sa place dans l'entreprise et de rendre son remplacement coûteux pour l'organisation ce qui augmente son pouvoir et élargit sa latitude discrétionnaire (Zenou, 2006). A travers les différentes stratégies d'enracinement, le dirigeant cherche à s'affranchir des mécanismes de gouvernance pour entraver leur effet de contrôle. Etant donné l'inefficacité potentielle de certains mécanismes et l'augmentation de la latitude du dirigeant qui en résulte, nous nous focalisons précisément sur un mécanisme de contrôle particulier à savoir l'endettement à travers les organismes financiers prêteurs. S'agit-il d'en déduire que l'endettement est un mécanisme de contrôle efficace et empêche par la suite l'enracinement des dirigeants? A cet effet, deux idées divergent. Certaines recherches<sup>1</sup> ont démontré que

---

<sup>1</sup> Jensen et Meckling, 1976 ; Jensen, 1986 ; Stluz, 1990 et Hart et Moore, 1995.

l'endettement est un moyen de résolution des conflits d'agence entre les actionnaires et les dirigeants. Dans cette optique, l'endettement oblige les dirigeants à opter pour des projets rentables pour tenir leurs obligations vis-à-vis des prêteurs. Les dirigeants évitent par conséquent le recours à l'endettement (Berger, Ofek et Yermack, 1997 ; Garvey et Hanka, 1999). D'autres études, au contraire, ont soutenu l'idée que le pouvoir de contrôle de la dette n'est pas absolu. En fait, le choix de financement par dette revient à la propre volonté des dirigeants et non aux actionnaires (Zweibel, 1996; Paquerot et Chapuis, 2006 ; John et Litov, 2008).

Dans cette illustration, plusieurs travaux ont été examinés dans divers contextes du monde et précisément dans des pays où le système de gouvernance est ouvert<sup>2</sup> (orienté vers le marché financier) et ont significativement contribué à l'explication de la relation entre l'enracinement des dirigeants et l'endettement de l'entreprise. Or, on constate que de telles recherches sont rares dans les pays à système de gouvernance fermé. En se focalisant sur le contexte français qui se caractérise par la rareté des prises de contrôle hostiles et par une certaine dépendance à l'Etat, nous remarquons, et d'après nos connaissances, que la seule étude qui examine la relation entre l'enracinement des dirigeants et le niveau d'endettement des entreprises est celle de Paquerot et Chapuis (2006). Dès lors, il semble pertinent d'élargir les effets de cette relation en examinant le rôle modérateur de certains mécanismes de gouvernance.

La présente étude est structurée autour de trois parties. Dans une première étape, nous présentons une revue de la littérature. Ensuite, nous expliquons la méthodologie de la recherche, et enfin, nous effectuons les analyses statistiques pour extraire les différents résultats.

## **1. CADRE THEORIQUE**

### **1.1. Enracinement des dirigeants et endettement de l'entreprise**

Les premières recherches étudiant la relation entre l'enracinement des dirigeants et le niveau d'endettement ont été effectuée par Berger, Ofek et Yermack (1997) dans un contexte américain. Ces auteurs ont trouvé que le niveau d'endettement des entreprises dépend du degré d'enracinement des dirigeants. Les premiers résultats de cette recherche précisent que les dirigeants enracinés évitent le financement par dettes. Ensuite, Berger et *al.* (1997) testent l'effet

---

<sup>2</sup> Modèle de Franks et Mayer (1992).

d'une menace de prise de contrôle sous forme d'Offre Publique d'Achat (OPA) sur la relation étudiée. Ils ont constaté que ces tentatives de prises de contrôle sont suivies d'une augmentation du niveau d'endettement de l'entreprise. Ces OPA sont repoussées par le rachat de leurs propres actions en se finançant par le recours à la dette.

De son côté, Gamble (2000) tend à intégrer les dettes dans le cadre de ses recherches étant donné qu'un faible ratio 'endettement/actif total' réduit le besoin de couvrir les charges fixes et permet de ce fait d'augmenter l'opportunisme des managers (Weir et Jones, 1999). Un dirigeant enraciné aura alors tendance à éviter, sinon à baisser le niveau d'endettement de sa firme afin de se soustraire au contrôle exercé par ses *stakeholders* et ainsi d'asseoir son pouvoir dans la firme. Si tel est le cas, la baisse du niveau d'endettement devrait alors permettre de confirmer son opportunisme et son enracinement dans la firme.

De Jong et Veld (2001) montrent, néanmoins, que l'obligation présumée des dirigeants de s'endetter trouve ses limites dans l'enracinement managérial. En effet, dans le cadre d'une recherche qu'ils ont dirigé sur les firmes hollandaises, ils sont partis du fait que les dirigeants hollandais ont beaucoup de liberté dans la prise des décisions financières. Ces auteurs ont pris, essentiellement, en considération le risque moral et la sélection adverse. Ils ont conclu que les managers enracinés évitent le rôle disciplinaire des dettes, surtout dans le cas où leurs firmes présentent une faible probabilité de prise de contrôle par le marché de capitaux. Dans cet ordre d'idée, Pokharel (2013) teste l'effet de l'enracinement des dirigeants sur le niveau d'endettement des entreprises, dans un contexte népalais. L'auteur a choisi comme échantillon les entreprises pharmaceutiques cotées sur la bourse népalaise. Pokharel (2013) a conclu que, contrairement à Berger, Ofek et Yermack (1977), l'enracinement des dirigeants affecte négativement l'endettement de l'entreprise, mais d'une façon non significative.

A cet égard, les dirigeants optant pour des stratégies d'enracinement cherchent à contourner l'ensemble des mécanismes de contrôle conçus pour limiter leurs espaces discrétionnaires. Ils auront alors intérêt à éviter le financement par dette et à préférer le financement par fonds propres.

Hypothèse 1: Il existe un lien négatif entre l'enracinement des dirigeants et le niveau d'endettement de l'entreprise.

## **1.2. Effet de la structure de propriété**

### 1.2.1 La concentration de propriété

La présence des détenteurs de blocs d'actions peut obliger les dirigeants à agir de façon à maximiser la valeur de l'entreprise (Shleifer et Vishny, 1997). Les actionnaires majoritaires peuvent avoir une influence sur les votes au cours des assemblées générales et mobiliser plus aisément des moyens plus importants pour le contrôle des dirigeants et la protection de leurs investissements. Plusieurs théoriciens de l'agence (Demsetz, 1983 ; Agrawal et Mandelker 1990 ; Jensen, 1990 ; Bethel et Liebeskind (1993) ; Agrawal et Knoeber ; 1996 et Denis, Denis et Sarin ; 1997) suggèrent que la concentration du capital est un gage d'efficacité du contrôle des dirigeants par les actionnaires (Alexandre et Paquerot, 2000). Toutefois, les actionnaires majoritaires ont un portefeuille moins diversifié que les actionnaires minoritaires puisqu'ils possèdent une part importante du capital de la société pour mieux la contrôler. Ils sont, par conséquent plus sensibles aux pertes potentielles liées à la disparition de rentes managériales en cas de changement du dirigeant surtout s'il a développé une forte complémentarité entre les actifs de la firme et son capital humain. De ce fait, ils sont plus averses au risque que les actionnaires minoritaires et ne veulent pas remplacer des dirigeants qui contribuent à la rentabilité par les actifs qui lui sont spécifiques.

De La Bruslerie (2004) met en évidence une relation non linéaire entre la participation des actionnaires de contrôle et le niveau d'endettement. En effet, il avance, que pour des niveaux de détention faibles, les actionnaires de contrôle optent pour l'accroissement en même temps de leur participation au capital et du niveau d'endettement. Dans ce cas, l'extraction des bénéfices privés est importante. L'augmentation rapide des actionnaires de contrôle est qualifiée par conséquent de '*spoliatrice*'<sup>3</sup> et elle se produit dans une entreprise qui est déjà fortement endettée. Ce même auteur considère que, sous certaines conditions<sup>4</sup>, le comportement d'expropriation peut être limité. Dans le même ordre d'idées, et pour des niveaux de participations élevées, l'auteur expose une relation négative entre la participation des actionnaires de contrôle et le niveau d'endettement.

---

<sup>3</sup> Qui dépouille ou vole quelqu'un d'autre par la force ou la ruse.

<sup>4</sup> Au-delà de certains seuils d'extraction de bénéfices privés et de niveau de participation des actionnaires de contrôle.

Brailsford, Oliver et Pua (2002) qui ont testé la relation entre la propriété du capital et le niveau d'endettement dans un contexte Australien, ont constaté que la relation entre la propriété en capital de détenteurs de blocs externes et le niveau d'endettement varie en fonction de participation au capital des dirigeants. Ils ont constaté que pour des niveaux de participations élevés des dirigeants au capital, leur enracinement se trouve en concurrence avec l'activité de surveillance et la relation entre la propriété d'un bloc externe et l'endettement devient plus faible.

Hypothèse 2: La détention de blocs de contrôle modère la relation entre l'enracinement des dirigeants et le niveau d'endettement de l'entreprise.

### 1.2.2 L'actionnariat salarié

La présence des salariés actionnaires complique le système de gouvernance puisque les salariés auront droit au contrôle et au rendement résiduel tout comme les investisseurs (Desbrières, 2002). Pour cela, la participation des salariés actionnaires à la décision constitue un mécanisme de contrôle efficace sur les équipes dirigeantes et par la suite l'amélioration du système de gouvernement d'entreprise qui favorise la convergence de leurs intérêts sur ceux des différentes parties prenantes (Desbrières, 2002). Toutefois, plusieurs auteurs considèrent que la présence de plan d'actionnariat salarié dans l'entreprise favorise l'enracinement des dirigeants (Gordon et Pound, 1990 ; Pugh, Jahera et Oswald, 1999 ; Gamble, 2000 ; Gharbi, 2007). En effet, un dirigeant a la possibilité d'établir des contrats implicites<sup>5</sup> avec les salariés qui vont soutenir ses idées et ses décisions et par conséquent contribuent à l'augmentation de son pouvoir et donc son enracinement (Paquerot, 1997). Un dirigeant peut mettre en place un plan d'actionnariat salarié dans l'intention de prolonger sa durée de vie dans l'entreprise et d'asseoir son pouvoir, en profitant des actions détenues par les salariés et éventuellement de leurs droits de vote, pour soutenir ses décisions. L'actionnariat salarié va servir les intérêts des dirigeants lorsqu'il est perçu comme un moyen de dépendance des salariés actionnaires par rapport aux dirigeants. Il devient par conséquent un levier d'enracinement des dirigeants (Pugh Jahera et Oswald, 1999. Gamble, 2000).

Verwijmeren et Derwall (2010), dans leur recherche sur un échantillon américain entre 2001 et 2005 ont relié un indice de bien-être social (incluant l'actionnariat salarié) à la dette. Ils ont

---

<sup>5</sup> D'après Milgrom et Roberts (1997) « *Ce sont des accords qui ne revêtent pas une forme légale mais qui lient les parties en ce qui concerne leurs comportements respectifs* ».

constaté que plus l'indice est élevé, plus l'endettement est faible. Donc, lorsque l'entreprise entame un plan d'actionnariat salarié, les dirigeants évitent l'endettement.

Hypothèse 3: L'actionnariat salarié modère la relation entre l'enracinement des dirigeants et le niveau d'endettement de l'entreprise.

### **1.3. Effet du conseil d'administration**

#### 1.3.1 La taille du conseil d'administration

La théorie de l'agence soutient l'idée que lorsque le conseil d'administration est de petite taille, le contrôle du comportement du dirigeant est efficace (Jensen, 1986). En fait, ceci peut être expliqué par le fait qu'il y a un coût supplémentaire lié aux problèmes de communication et de prise de décision associés à des administrateurs plus nombreux (John et Senbet, 1998). Donc, un conseil de grande taille entraîne la domination et l'élargissement du comportement discrétionnaire du dirigeant. Ce dirigeant mal contrôlé va trouver une liberté d'action qui l'encourage à privilégier ses intérêts et tenter à augmenter son niveau d'enracinement.

Zghal, Chtourou et Fourati (2006) sont partis du fait que la taille du conseil d'administration est négativement liée à l'endettement. En testant ce lien, ils ont trouvé une relation négative mais non significative. Alors que, Nekhili, Chebbi et Wali (2009) ont trouvé, qu'un conseil d'administration de grande taille agit négativement et significativement sur l'endettement.

Nous présumons donc, que si la taille du conseil d'administration est grande, le dirigeant sera moins contrôlé. Il trouve, alors, une liberté d'action qui l'encourage à privilégier ses intérêts et à entamer des stratégies qui appuient son d'enracinement.

Hypothèse 4 : La taille du conseil d'administration modère la relation entre l'enracinement des dirigeants et le niveau d'endettement de l'entreprise.

#### 1.3.2 L'indépendance des administrateurs

Les administrateurs externes sont considérés, contrairement aux administrateurs internes, indépendants du dirigeant. Leur contrôle est supposé être plus efficace (Hanson et Song, 2000). Les dirigeants d'une entreprise sont les représentants des actionnaires, mais pour de nombreuses raisons (composition des patrimoines/origine des revenus, horizon des décisions, pos-

sibilité d'avantages occultes) les intérêts des dirigeants et ceux des actionnaires divergent<sup>6</sup>. Il revient, donc, au conseil d'administration de contrôler les principaux dirigeants. Une bonne part de l'efficacité du conseil tiendrait à la présence d'administrateurs externes, expérimentés et indépendants, appuyés par des structures *ad hoc* à l'intérieur du conseil, l'existence d'un marché des administrateurs externes garantissant l'absence de collusion entre administrateurs-dirigeants et administrateurs indépendants.

Néanmoins, Paquerot (1997) précise dans ses travaux que la présence d'administrateurs externes n'influence pas la performance des entreprises et que ces derniers ne peuvent s'opposer aux stratégies d'enracinement des dirigeants. Donc, la présence d'administrateurs externes n'est pas synonyme d'efficacité du contrôle du dirigeant.

Zghal, Chtourou et Fourati (2006) précisent que le pourcentage d'administrateurs externes dans le conseil d'administration est négativement lié à l'endettement. Ils ont trouvé une relation négative et non significative. A la différence de Redikers et Seth (1995), Bathala et Rao (1995) et Fernandez et Arrondo (2005) qui ont trouvé un lien négatif entre l'endettement et le pourcentage des administrateurs indépendants siégeant au conseil.

Hypothèse 5 : La présence d'administrateurs indépendants dans le conseil d'administration modère la relation entre l'enracinement des dirigeants et le niveau d'endettement de l'entreprise.

## 2. METHODOLOGIE

L'échantillon est composé de 230 entreprises françaises cotées sur Euronext Paris pendant la période 2000-2008 (2070 observations). Ces entreprises<sup>7</sup> ont été sélectionnées à partir de la base de données INFINANCIALS.

Dans le but d'opérationnaliser les hypothèses à tester, nous définissons dans le tableau n°1 les dénominations et les mesures des variables retenues ainsi que leurs références.

---

<sup>6</sup> Berle A. et G. Means (1932), *The Modern Corporation and Private Property*, New York: Mac Millan.

<sup>7</sup> Nous avons éliminés les banques, les sociétés de financement, les établissements de crédit et les compagnies d'assurance, les sociétés en commandite par actions et les sociétés contrôlées par un conseil de surveillance.

**Tableau 1. Définitions, mesures et références des variables**

Dénomination et Indicateurs		Références
<b>Variables à expliquer</b>		
<b>Ratio d'endettement</b>	RATENDB: Ratio d'endettement comptable = Total dettes financières/capitaux propres	Agrawal et Knober, 1996 ; Kochhar et David, 1996
	RATENDM: Ratio d'endettement marchand = Total dettes à la valeur du marché/capitaux propres à la valeur du marché	Damardon, 2006
<b>Variables explicatives</b>		
<b>Enracinement des dirigeants</b>	ACTID : Actionnariat du dirigeant : pourcentage du capital détenu directement par le dirigeant.	Berger et <i>al.</i> , 1997 ; Anderson et <i>al.</i> , 2000
	RESDIR : Réseaux relationnels : variable binaire prend la valeur 1 si le dirigeant est un ancien élève de l'Ecole Nationale d'Administration ou de la Polytechnique et 0 sinon.	Pigé, 1998 ; Paquerot et Carminatti-Marchand, 2003 ; Paquerot et Chappuis, 2006
<b>Variables modératrices</b>		
<b>Concentration du capital</b>	BLC : Variable binaire prend la valeur 1 si l'entreprise dispose d'un bloc de contrôle et 0 sinon	Dechow et <i>al.</i> , 1996 ; Berger et <i>al.</i> , 1997
<b>Actionnariat des salariés</b>	PAS : Variable binaire prend la valeur 1 si l'entreprise dispose de l'actionnariat salarié et 0 sinon.	D'Arcimoles et Trébucq, 2003; Park et alii, 2004 ; Poulain-Rhem, 2006.
<b>Taille du conseil d'administration</b>	TAILCA : Nombre d'administrateurs qui siègent au conseil.	Bradbury et Roberts, 2006.
<b>Présence d'administrateurs indépendants</b>	INDEPA : Pourcentage des administrateurs indépendants au sein du conseil d'administration.	Weisbach, 1988 ; Zajac, 1990)
<b>Variables de contrôle</b>		
<b>Taille de la firme</b>	SIZE : Logarithme du total actif	Faccio, Lang et Young, 2001.
<b>Performance de l'entreprise</b>	ROE : Rapport entre le résultat net et les capitaux propres	Brown et Caylor, 2006.
	ROA : Rapport entre bénéfice d'exploitation et total actif	Eisenberg Sundgren et Wells, 1998
<b>Secteur d'activité</b>	SEC : Variable binaire prend 1 si l'entreprise appartient au secteur industrie et 0 sinon.	Titman et Wessels, 1988 ; Berger et <i>al.</i> , 1997

Afin d'opérationnaliser nos hypothèses de recherche et à partir des caractéristiques des différentes variables, notre modèle général est une régression linéaire multiple sur données de panel (Sevestre P, 2002) qui s'écrit de la manière suivante :

$$\text{Variable à expliquer}_{it} = c + \alpha \text{ Variables explicatives}_{it} + \beta \text{ Variables de contrôle}_{it} + \varepsilon_{it}$$

Puisque notre étude empirique envisage une variable à expliquer avec deux mesures différentes, et que la principale variable explicative présente deux mesures, plusieurs régressions s'avèrent nécessaires pour une mise à l'épreuve empirique des hypothèses théoriques déjà formulées. Nous avons décomposé la première hypothèse en deux sous-hypothèses à savoir :

**H 1.1** : Il existe un lien négatif entre l'actionnariat du dirigeant et le niveau d'endettement de l'entreprise.

**H 1.2** : Il existe un lien négatif entre l'appartenance du dirigeant à un réseau relationnel et le niveau d'endettement de l'entreprise.

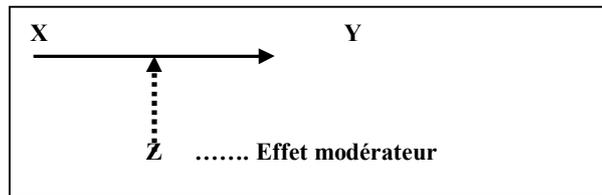
**Tableau 2. Les différents modèles et régressions à tester**

Hypothèse	Régression à tester	Modèle
<b>H1.1</b>	$\text{RATENDB}_{it} = \text{Constante} + \alpha \text{ACTID}_{it} + \beta_1 \text{SIZE}_{it} + \beta_2 \text{ROE}_{it} + \beta_3 \text{ROA}_{it} + \beta_4 \text{SEC}_{it} + \varepsilon_{it}.$	M <sub>1</sub>
	$\text{RATENDM}_{it} = \text{Constante} + \alpha \text{ACTID}_{it} + \beta_1 \text{SIZE}_{it} + \beta_2 \text{ROE}_{it} + \beta_3 \text{ROA}_{it} + \beta_4 \text{SEC}_{it} + \varepsilon_{it}.$	M <sub>2</sub>
<b>H1.2</b>	$\text{RATENDB}_{it} = \text{Constante} + \alpha \text{RESDIR}_{it} + \beta_1 \text{SIZE}_{it} + \beta_2 \text{ROE}_{it} + \beta_3 \text{ROA}_{it} + \beta_4 \text{SEC}_{it} + \varepsilon_{it}.$	M <sub>3</sub>
	$\text{RATENDM}_{it} = \text{Constante} + \alpha \text{RESDIR}_{it} + \beta_1 \text{SIZE}_{it} + \beta_2 \text{ROE}_{it} + \beta_3 \text{ROA}_{it} + \beta_4 \text{SEC}_{it} + \varepsilon_{it}.$	M <sub>4</sub>

Parmi les hypothèses que nous avons émises, certaines soutiennent un rôle modérateur dans le cadre de la relation principale étudiée. En d'autres termes, nous envisageons de chercher si l'effet de l'enracinement des dirigeants sur le niveau d'endettement de l'entreprise est affecté par les caractéristiques liées à la structure de propriété et au conseil d'administration.

Une variable modératrice est définie comme une variable qui agit essentiellement sur la relation entre deux autres variables. Elle modifie systématiquement la grandeur, l'intensité, le sens et/ou la forme de l'effet de la variable indépendante sur la variable dépendante (Sharma, Durand et Gurarie, 1981).

**Figure 1. Représentation d'un effet modérateur**



Soit l'équation suivante :  $Y = \text{constante} + a \cdot X + b \cdot Z + c \cdot XZ + \text{erreur}$

Un effet de modulation de Z sur la relation X-Y se caractérise par un effet d'interaction X\*Z (c) significatif (Baron et Kenny, 1986 ; Darpy, 2003 ; Caceres et Vanhamme, 2003). Les coefficients (a) et (b) représentent, respectivement, les effets « simples » de la variable X et de la variable modératrice sur Y, mais ce n'est pas nécessaire à l'identification de l'effet modérateur. D'après Cacers et Vanhamme (2003), lorsque les variables modératrices sont binaires, il existe deux techniques de l'effet de modulation : une analyse de régression multiple avec variables muettes ou une analyse de régression par sous-groupe. Dans notre recherche, nous procédons à une analyse de régression par sous-groupe. Les modèles de régression avec variables modératrices se présentent, alors comme suit :

**Tableau 3. Les régressions relatives au test de l'effet de modulation**

Hypothèse	Régression à tester	Modèle	Sous-groupe
H2	$RATENDB_{it} = \text{Constante} + a \cdot ACTID_{it} + \beta_1 SIZE_{it} + \beta_2 ROE_{it} + \beta_3 ROA_{it} + \beta_4 SEC_{it} + \varepsilon_{it}$	M <sub>5</sub>	BLC=0
	$RATENDM_{it} = \text{Constante} + a \cdot ACTID_{it} + \beta_1 SIZE_{it} + \beta_2 ROE_{it} + \beta_3 ROA_{it} + \beta_4 SEC_{it} + \varepsilon_{it}$	M <sub>6</sub> M <sub>7</sub> M <sub>8</sub>	BLC=0 BLC=1
H3	$RATENDB_{it} = \text{Constante} + a \cdot ACTID_{it} + \beta_1 SIZE_{it} + \beta_2 ROE_{it} + \beta_3 ROA_{it} + \beta_4 SEC_{it} + \varepsilon_{it}$	M <sub>9</sub> M <sub>10</sub>	PAS=0 PAS=1
	$RATENDM_{it} = \text{Constante} + a \cdot ACTID_{it} + \beta_1 SIZE_{it} + \beta_2 ROE_{it} + \beta_3 ROA_{it} + \beta_4 SEC_{it} + \varepsilon_{it}$	M <sub>11</sub> M <sub>12</sub>	PAS=0 PAS=1
H4	$RATENDB_{it} = \text{Constante} + a \cdot ACTID_{it} + b \cdot TAILCA_{it} + c \cdot ACTID_{it} \cdot TAILCA_{it} + \beta_1 SIZE_{it} + \beta_2 ROE_{it} + \beta_3 ROA_{it} + \beta_4 SEC_{it} + \varepsilon_{it}$	M <sub>13</sub>	
	$RATENDM_{it} = \text{Constante} + a \cdot ACTID_{it} + b \cdot TAILCA_{it} + c \cdot ACTID_{it} \cdot TAILCA_{it} + \beta_1 SIZE_{it} + \beta_2 ROE_{it} + \beta_3 ROA_{it} + \beta_4 SEC_{it} + \varepsilon_{it}$	M <sub>14</sub>	
H5	$RATENDB_{it} = \text{Constante} + a \cdot ACTID_{it} + b \cdot INDEPA_{it} + \dots$	M <sub>15</sub>	

	$c \text{ ACTID} * \text{INDEPA}_{it} + \beta_1 \text{SIZE}_{it} + \beta_2 \text{ROE}_{it} + \beta_3 \text{ROA}_{it} + \beta_4 \text{SEC}_{it} + \varepsilon_{it}$		
	$\text{RATENDM}_{it} = \text{Constante} + a \text{ACTID}_{it} + b \text{INDEPA}_{it} + c \text{ACTID} * \text{INDEPA}_{it} + \beta_1 \text{SIZE}_{it} + \beta_2 \text{ROE}_{it} + \beta_3 \text{ROA}_{it} + \beta_4 \text{SEC}_{it} + \varepsilon_{it}$	M <sub>16</sub>	

### 3. ANALYSES STATISTIQUES ET RESULTATS

#### 3.1. Analyse statistique

##### 3.1.1 Analyse descriptive

Les tableaux n°4 et n°5 présentent la description des différentes variables continues et discrètes de notre étude.

**Tableau 4. Statistique descriptive des variables continues**

Variables	N	Moyenne	Médiane	Ecart type	Min	Max
<b>RATENDM</b>	1978	0,592	0,449	0,720	-2,354	3,567
<b>RATENDB</b>	1898	0,127	0,044	0,190	0	0,922
<b>ACTID</b>	2070	0,1166	0,0030	0,202	0	0,94
<b>TAILCA</b>	2070	8,4565	6	6,0444	0	40
<b>INDEPA</b>	2070	0,0390	0	0,1065	0	5
<b>SIZE</b>	2070	11,5059	10,9945	2,3875	4.3694	18.5888
<b>ROE</b>	1947	0,0776	0,0993	0,2220	-0,8477	0,9987
<b>ROA</b>	2024	0,0270	0,0340	0,09364	-0,3670	0,3700

**Tableau 5. Statistique descriptive des variables discrètes**

Variables	N	G1 (variable prend la valeur 0)		G2 (variable prend la valeur 1)	
		Effectifs	Pourcentages	Effectifs	Pourcentages
<b>RESDIR</b>	2070	1746	84,347	324	15,652
<b>BLC</b>	2070	450	21,739	1620	78,608
<b>PAS</b>	2070	1602	77,391	468	22,608
<b>SEC</b>	2070	1530	73,91	540	26,09

Les statistiques descriptives montrent que le niveau d'endettement comptable des entreprises françaises est en moyenne de 0,592 avec une forte dispersion du niveau d'endettement. Il apparaît que le ratio d'endettement peut atteindre les 3,567 ce qui montre que le niveau d'endettement est élevé dans certaines entreprises. Cette situation peut entraîner des problèmes de solvabilité et par la suite un risque de faillite. D'un autre côté, le ratio d'endettement mar-

chand qui représente la structure du capital à la valeur de marché des entreprises françaises, est en moyenne de 0,127 avec une faible dispersion. Cette différence significative par rapport au ratio d'endettement comptable peut être expliquée par le fait qu'il existe un écart significatif entre la valeur comptable et la valeur marchande des capitaux propres, puisque la valeur marchande dépend des fluctuations du marché boursier et que le système français ne se base pas sur le recours au marché financier. En ce qui concerne les dirigeants, on constate que la moyenne de leur participation au capital n'est pas élevée (11,66%) et il semble que seulement 15,65 % ont poursuivi leurs études dans l'une des deux grandes écoles prestigieuses de France. Quant à la taille du conseil d'administration, le nombre moyen d'administrateurs est de 8 qui paraît dans les normes de la législation françaises. D'un autre côté, la majorité des conseils ne contiennent pas d'administrateurs indépendants. On remarque aussi que la majorité des entreprises de l'échantillon sont de grandes tailles et que 26,09 % appartiennent au secteur industriel. En ce qui a trait à la performance financière, la moyenne est de 7,76% avec une forte dispersion, alors que la performance économique est en moyenne de 2,70%.

### 3.1.2 Absence de multicollinéarité

L'estimation de régression linéaire multiple exige l'absence de multicollinéarité entre les différentes variables indépendantes. Nous avons testé l'éventuelle présence de ce problème en établissant plusieurs matrices de corrélations pour chaque modèle statistique (Annexe n°1). Les valeurs calculées du coefficient de corrélation de Pearson, nous ont amené à nous prononcer sur l'inexistence de problème de multicollinéarité dans nos modèles de régression. En fait, nous avons retenu, comme Kennedy (1985)<sup>8</sup>, une valeur critique de 0,8. Nous avons établi pour chaque modèle une matrice de corrélation à part. Nous avons constaté qu'il n'existe pas de problème de multicollinéarité entre les variables indépendantes incluses dans nos différents modèles de régression linéaire multiple.

### 3.1.3 Test de spécification des effets individuels

En effectuant les tests d'effet individuels pour chaque modèle (16 modèles), nous avons constaté que les coefficients des variables binaires (exemple : Variable SEC) sont nuls, en cas de

régression avec effets fixes. On doit, alors, opter pour les modèles à effet variables (*Random Effect*) puisqu'il existe dans les différents modèles des variables binaires qui ne changent pas d'une année à l'autre (Wooldridge, 2002 et *help* STATA). Par conséquent, les coefficients seront, tous, estimés par les Moindres Carrés Généralisés (MCG). Dans ces circonstances le test d'Hausman demeure sans utilité.

### 3.2. Résultats

#### 3.2.1 Effet de l'enracinement des dirigeants sur le niveau d'endettement de l'entreprise

Dans la mesure où nous avons décomposé la première hypothèse en deux sous hypothèses, nous commençons par la vérification des hypothèses sous-jacentes relatives à chaque modèle (Annexe n°2). Nous constatons qu'il n'existe pas de problème de multicolinéarité et que les résidus suivent une loi normale. Nous constatons aussi que l'ajustement de tous les modèles est significatif. Alors qu'il existe dans chaque modèle un problème d'hétéroscédasticité et d'autocorrélation des erreurs. Néanmoins, STATA corrige ces deux problèmes en même temps. Nous constatons aussi que l'ajustement de tous les modèles est significatif.

##### 3.2.1.1 Actionnariat du dirigeant et endettement de l'entreprise

**Tableau 7. L'effet de l'actionnariat du dirigeant sur le niveau d'endettement**

Modèles	Modèle (1)		Modèle (2)	
	Coefficient	z	Coefficient	z
<b>ACTID</b>	0,1107	1,66*	0,0203	1,04
<b>SIZE</b>	0,1001	17,25***	0,0180	11,27***
<b>ROE</b>	-0,3385	-4,85***	0,0083	0,64
<b>ROA</b>	-0,2560	-1,49	-0,1160	-3,31***
<b>SEC</b>	0,0289	0,98	0,0301	2,64***
<b>Constante</b>	-0,6562	-9,45***	-0,1335	-8,04***
<b>Wald chi2(5)</b>	460,87***		162,59***	

Variable dépendante du M<sub>1</sub> : RATENDB ; Variable dépendante du M<sub>2</sub> : RATENDM

Seuils de significativité : \*\*\* p < 0,01 ; \*\* p < 0,05 ; \* p < 0,1.

<sup>8</sup> D'après Kennedy (1985), ce coefficient doit être inférieur à 0,8 et est significativement différent de zéro. Dans ce cas, on peut confirmer l'absence de colinéarité.

Il ressort du tableau n°7 que le coefficient associé à la variable ‘Actionnariat du dirigeant’ est statistiquement significatif et positif dans le modèle M<sub>1</sub>, alors qu’il n’est pas significatif dans le modèle M<sub>2</sub>. Donc, la sous-hypothèse 1 est infirmée. Ce résultat coïncide avec les travaux de Berger, Ofek et Yermack (1997) qui ont conclu que le pourcentage d’actions détenues par les dirigeants américains a un effet positif et significatif sur le niveau d’endettement de l’entreprise. En fait, l’endettement augmente avec la participation au capital des dirigeants pour s’opposer aux menaces d’Offres Publiques d’Achat hostiles (Zwiebel, 1996). Lorsque le pourcentage moyen d’actionnariat du dirigeant est de 11,66 %, sa participation dans le capital est jugée non élevée. Dans ce cas, les dirigeants profitent des consommations privées au détriment de la maximisation de la valeur de la firme. Dans un tel contexte, le recours à la dette permet de favoriser un tel comportement de la part des dirigeants actionnaires et les soustraire à la discipline des marchés de prise de contrôle. En revanche, lorsque la participation des dirigeants au capital augmente et devient importante, leurs objectifs convergent plus vers ceux des actionnaires (Jensen et Meckling, 1976). Ils seraient concentrés sur la maximisation de la valeur de l’entreprise en minimisant les risques de faillite. Dans ces circonstances, les dirigeants avec une forte participation au capital, utilisent moins de dette pour protéger leurs richesses personnelles fortement investies dans la firme qu’ils dirigent.

### 3.2.1.2 Appartenance du dirigeant à un réseau relationnel et endettement de l’entreprise

**Tableau 8. Effet de l’appartenance à un réseau relationnel sur le niveau d’endettement**

Modèles	Modèle (3)		Modèle (4)	
	Coefficient	z	Coefficient	Z
<b>RESDIR</b>	0,1452	3,40 <sup>***</sup>	0,0018	0,13
<b>SIZE</b>	0,0925	15,61 <sup>***</sup>	0,0177	10,42 <sup>***</sup>
<b>ROE</b>	-0,3283	-4,75 <sup>***</sup>	0,0119	0,91
<b>ROA</b>	-0,2676	-1,57	-0,1222	-3,46 <sup>***</sup>
<b>SEC</b>	0,0078	0,26	0,0303	2,76 <sup>***</sup>
<b>Constante</b>	-5,627	-8,34 <sup>***</sup>	-0,1297	-7,41 <sup>***</sup>
<b>Wald chi2(5)</b>	520,52 <sup>***</sup>		148,32 <sup>***</sup>	

Le tableau n°8 montre que l’appartenance du dirigeant à un réseau relationnel n’affecte pas négativement le niveau d’endettement de l’entreprise. Les résultats montrent que le coefficient associé à la variable RESDIR est statistiquement significatif et positif dans le modèle M<sub>3</sub>, alors qu’il n’a pas de signification au niveau du troisième modèle. Donc, la sous hypothèse H1.2 est

infirmée. Il est à préciser que ce résultat va dans le même sens que des conclusions antérieures relatives à ce point. En effet, Chapuis (2002) a proposé un modèle où la politique de financement est considérée comme un levier d'enracinement. Il a avancé que l'endettement n'est plus un instrument de contrôle des dirigeants mais plutôt une stratégie d'enracinement à travers le réseau d'appartenance du dirigeant. Ce même résultat a été confirmé par Paquerot et Chapuis (2006). Ainsi, ces auteurs ont appuyé le fait que l'enracinement des dirigeants français est lié automatiquement au parcours éducatif du dirigeant. Les dirigeants formés dans les mêmes systèmes de « production d'élite »<sup>9</sup> sont sollicités et commencent leur carrière au service de l'Etat pour rejoindre après le secteur privé. Donc, les dirigeants appartenant à ce réseau d'anciens élèves des grandes écoles utilisent l'endettement pour rester à la tête de l'entreprise puisqu'ils s'endettent à travers les grandes banques commerciales qui sont elles-mêmes fortement colonisées par les anciens élèves de l'Ecole Nationale d'Administration.

Aussi, le fait qu'un dirigeant appartienne au réseau de l'Ecole Nationale d'Administration ou Polytechnique aura un avantage concurrentiel important par rapport à l'accès à la dette (Paquerot et Chapuis, 2006). En fait, il dirige des entreprises fortement endettées tout en obtenant des coûts réduits par rapport aux autres catégories de dirigeants.

### 3.2.2 Effet de la structure de propriété sur la relation entre l'enracinement des dirigeants sur le niveau d'endettement de l'entreprise

Nous étudions dans ce qui suit l'effet de modération de la structure de propriété sur la relation entre l'enracinement des dirigeants et le niveau d'endettement de l'entreprise. Il s'agit de tester si cette relation varie avec la présence de blocs de contrôle et d'actionnariat salarié.

#### 3.2.2.1 Les blocs de contrôle

**Tableau 9. Effet de l'enracinement sur l'endettement en absence de blocs de contrôle**

Modèles	Modèle (9)		Modèle (11)	
Variables	Coefficient	z	Coefficient	z
<b>ACTID</b>	0,0682	0,52	0,0294	0,27

<sup>9</sup> Pérez R. (2003), Le gouvernement de l'entreprise, Ed la découverte.

<b>SIZE</b>	0,0945	6,50***	0,0148	3,98***
<b>ROE</b>	-0,9143	-5,30***	-0,0125	-0,49
<b>ROA</b>	0,9202	2,45**	-0,168	-0,27
<b>SEC</b>	0,1581	2,25**	0,0293	1,08
<b>Constante</b>	-0,5654	-3,23***	-0,1082	-2,93***
<b>Wald chi2(5)</b>	95,82***		22,82***	

**Tableau 10. Effet de l'enracinement sur l'endettement en présence de blocs de contrôle**

<b>Modèles</b>	<b>Modèle (10)</b>		<b>Modèle (12)</b>	
<b>Variables</b>	<b>Coefficient</b>	<b>z</b>	<b>Coefficient</b>	<b>z</b>
<b>ACTID</b>	0,1534	1,96**	0,0244	1,12
<b>SIZE</b>	0,1021	15,60***	0,0205	9,47***
<b>ROE</b>	-0,2604	-3,34***	0,0137	0,93
<b>ROA</b>	-0,3881	-2,04**	-0,1388	-3,46***
<b>SEC</b>	0,0084	0,26	0,0297	2,16**
<b>Constante</b>	-0,6997	-8,94***	-0,1611	-6,92***
<b>Wald chi2(5)</b>	365,16***		113,98***	

Les tableaux n°9 et 10 montrent que l'estimation des modèles M<sub>5</sub>, M<sub>6</sub> et M<sub>8</sub> ne présentent aucun effet significatif de modération. Par contre, les résultats du modèle M<sub>7</sub> font apparaître que la présence de blocs de contrôle a une incidence positive et significative. Cet aboutissement confirme l'hypothèse 2. On constate, alors, que la présence de blocs de contrôle peut modérer la relation entre l'enracinement des dirigeants et l'endettement de l'entreprise.

### 3.2.2.2 L'actionnariat salarié

**Tableau 11. Effet de l'enracinement sur l'endettement en absence d'actionnariat salarié**

<b>Modèles</b>	<b>Modèle (13)</b>		<b>Modèle (15)</b>	
<b>Variables</b>	<b>Coefficient</b>	<b>z</b>	<b>Coefficient</b>	<b>z</b>
<b>ACTID</b>	0,0674	0,97	0,0124	0,57
<b>SIZE</b>	0,1068	13,60***	0,0197	9,95***
<b>ROE</b>	-0,4018	-5,49***	0,0052	0,35
<b>ROA</b>	-0,0321	-0,18	-0,1086	-2,73***
<b>SEC</b>	0,0260	0,78	0,0247	2,10**
<b>Constante</b>	-0,7225	-8,17***	-0,1470	-7,15***
<b>Wald chi2(5)</b>	305,40***		123,69***	

**Tableau 12. Effet de l'enracinement sur l'endettement en présence d'actionnariat salarié**

Modèles	Modèle (14)		Modèle (16)	
	Coefficient	z	Coefficient	z
<b>ACTID</b>	0,1714	0,85	0,0413	1,04
<b>SIZE</b>	0,0788	7,43 <sup>***</sup>	0,0141	4,86 <sup>***</sup>
<b>ROE</b>	0,7922	3,29 <sup>***</sup>	0,0486	1,22
<b>ROA</b>	-3,4416	-5,87 <sup>***</sup>	-0,2308	-2,36 <sup>**</sup>
<b>SEC</b>	0,0610	1,07	0,0572	1,58
<b>Constante</b>	-0,3915	-2,69 <sup>***</sup>	-0,0973	-3,05 <sup>***</sup>
<b>Wald chi2(5)</b>	156,97 <sup>***</sup>		37,69 <sup>***</sup>	

Pareillement au test de la présence de blocs de contrôle, nous procédons à une analyse de régression par sous-groupe. Les tableaux n°11 et n°12 montrent que le coefficient de régression est statistiquement non significatif. Cela signifie, contrairement, à l'hypothèse H3, que la présence d'actionnariat salarié n'a aucun effet de modération sur le lien entre l'enracinement des dirigeants et l'endettement de l'entreprise.

Pour notre cas, la non validité de cette hypothèse peut être expliquée soit par ce que ce résultat ne peut être comparé à aucune étude antérieure puisque ce travail de recherche est, d'après nos connaissances, le seul qui utilise l'actionnariat salarié comme variable modératrice. La majorité des études antérieures considèrent l'actionnariat salarié comme une variable explicative soit de l'enracinement des dirigeants (Gamble, 2000; Parrat 2000 ; Gharbi, 2006), soit de la performance de l'entreprise et entre autre la création de la valeur. Soit, à cause de la mesure de la variable actionnariat des salariés comme variable binaire.

### 3.2.3 Effet du conseil d'administration sur la relation entre l'enracinement des dirigeants sur le niveau d'endettement de l'entreprise

Dans ce qui suit, nous allons étudier l'effet du conseil d'administration sur la relation entre l'enracinement des dirigeants et le niveau d'endettement de l'entreprise.

#### 3.2.3.1 La taille du conseil d'administration

**Tableau 13. Résultats de l'effet modérateur de la Taille du Conseil d'Administration**

Modèles	Modèle (17)		Modèle (18)	
Variabes	Coefficient	z	Coefficient	z
<b>ACTID</b>	0,27	1,64*	0,0995	2,05**
<b>TAILCA</b>	-0,0031	-1,03	-0,0005	-0,65
<b>TAILCA* ACTID</b>	<b>0,0280</b>	<b>-1,16</b>	<b>-0,0133</b>	<b>-1,78*</b>
<b>SIZE</b>	0,1050	14,19***	0,0196	9,80***
<b>ROE</b>	-0,3439	-4,86***	0,0098	0,76
<b>ROA</b>	-0,2375	-1,37	-0,1201	-3,41***
<b>SEC</b>	0,0353	1,18	0,0278	2,35***
<b>Constante</b>	-0,6884	-9,29***	-0,1447	-8,13***
<b>Wald chi2(5)</b>	450,46***		168,21***	

Le tableau n°13 résume, selon les modèles M<sub>13</sub> et M<sub>14</sub>, les résultats du test de l'effet de modération de la taille du conseil d'administration sur la relation entre l'enracinement des dirigeants et l'endettement de l'entreprise.

Les résultats font apparaître que la variable 'TAILCA\*ACTID' a une incidence significative et négative. Ce qui confirme notre hypothèse H<sub>4</sub> selon laquelle la taille du conseil d'administration a un effet de modération. Il en résulte qu'une taille limitée du conseil d'administration paraît souhaitable pour contrôler les dirigeants actionnaires dans leur choix en termes de structure du capital et modérer par conséquent la relation étudiée.

### 3.2.3.2 L'indépendance des administrateurs

Les résultats présentés dans le tableau n°14 montrent que le coefficient de la variable 'INDEPA\*ACTID' est positif et statistiquement non significatif ce qui est contraire à l'hypothèse H<sub>5</sub>. Dans notre cas, le pourcentage d'administrateurs indépendants n'est pas un facteur de modération. On peut expliquer cette ambiguïté d'une part, par le faible pourcentage d'administrateur indépendants composant le conseil d'administration. Donc, la majorité (96,1 %) du conseil est composée d'administrateurs internes à l'entreprise pouvant avoir une certaine dépendance à l'équipe dirigeante. Par conséquent, le contrôle par les administrateurs indépendants devient défaillant. D'autre part, seulement 14% des entreprises de notre échantillon ont un ou plusieurs administrateurs indépendants dans leur conseil d'administration. Il se peut que ce faible taux revienne à ce que la notion d'administrateurs indépendants telle que conçue en France par rapport au système Anglo-saxon n'est ni juridique, ni légitime (Delga, 2009).

**Tableau 14. Effet modérateur de la présence d'administrateurs indépendants dans le Conseil d'Administration**

Modèles	Modèle (19)		Modèle (20)	
	Coefficient	z	Coefficient	z
<b>ACTID</b>	0,1147	1,54	0,0394	1,84*
<b>INDEPA</b>	-0,2907	-2,18**	-0,0469	-1,21
<b>INDEPA* ACTID</b>	0,1441	0,38	-0,0961	-1,28
<b>SIZE</b>	0,1001	17,30***	0,0174	11,05***
<b>ROE</b>	-0,3302	-4,76***	0,0082	0,62
<b>ROA</b>	-0,2679	-1,56	-0,1164	-3,29***
<b>SEC</b>	0,0453	1,50	0,0376	3,23***
<b>Constante</b>	-0,6492	-9,35***	-0,1277	-7,86***
<b>Wald chi2(5)</b>	466,81***		174,72***	

## Conclusion

Dans le cadre de cet article, nous avons examiné, d'une part, la relation entre l'enracinement des dirigeants et le niveau d'endettement des entreprises françaises dans le cadre du gouvernement des entreprises, et d'autre part, étudié l'influence de certaines variables pouvant modérer cette relation. L'étude a été menée sur un échantillon de 230 entreprises françaises cotées sur Euronext Paris sur 9 ans. Les résultats obtenus, nous ont permis de conclure que l'enracinement des dirigeants par leur participation au capital et par leur appartenance au réseau des anciens élèves des grandes écoles françaises affecte positivement le niveau d'endettement de la firme.

Concernant la présence de blocs de contrôle, il s'avère qu'elle a une influence modératrice positive. Ce résultat confirme nos prédictions théoriques. En effet, lorsque la propriété managériale est faible, les contrôleurs externes encouragent les dirigeants à s'endetter et à investir dans des projets qui lui sont spécifiques et augmenter par conséquent la dépendance des actionnaires. Pour ce qui a trait à la taille du conseil d'administration, il semble qu'une taille réduite du conseil agit sur le niveau de l'endettement tout en contrôlant le comportement du dirigeant. En revanche, les variables relatives à l'actionnariat salarié et à l'indépendance des administrateurs n'exercent aucun effet significatif de modération sur la relation entre l'enracinement des dirigeants et le niveau d'endettement de l'entreprise.

En conclusion, nous considérons que cette recherche peut être complétée par l'intégration d'autres variables de gouvernance par exemple le comité d'audit, les investisseurs institution-

nels, le marché des cadres dirigeants ou autres pour mieux expliquer la relation entre l'enracinement des dirigeants et le niveau d'endettement de l'entreprise. Aussi, il serait judicieux d'établir une comparaison avant et après crise financière (fin 2008) en gardant les mêmes variables.

## Références

- Alexandre, H. et M. Paquerot (2000), Efficacité des structures de contrôle et enracinement des dirigeants : Une application du Bootstrap, *Finance Contrôle Stratégie*, 3 : 2, 5-29.
- Agrawal, A. et C. Knoeber (1996), Firm Performance and Mechanisms to Control Agency Problems between Managers and Shareholders, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 31 : 3, 377-397.
- Agrawal, A. et G. Mandelker (1990), Large Shareholders and the monitoring of managers: the case of antitakeover charter amendments, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 25 : 2, 143-167.
- Bathala C. et R. Rao (1995), The determinants of Board composition: an agency perspective, *Managerial and Decision Economics*, 19 , 59-69.
- Bergere P.G., E. Ofek et D.L. Yermack (1997), Managerial Entrenchment and Capital Structure Decisions, *Journal of Finance*, 11 : 4, 1411-1438.
- Bethel J.E. et J. Liebeskind (1993), The effects of ownership structure on corporate restructuring, *Strategic Management Journal*, 14, 15-31.
- Brailsford T.J., B.R. Oliver et S.L. Pua (2002), On the relation between Ownership structure and capital structure, *Accounting and Finance*, 42, 1-26.
- Brown L., et M. CAYLOR (2006), Corporate governance and firm valuation, *Journal of Accounting and Public Policy*, 25, 409-434.
- Caceres R.C. et J. Vahamme (2003), Les processus modérateurs et médiateurs: distinction conceptuelle, aspects analytiques et illustrations, *Recherche et Application en Marketing*, 18 : 2.
- Charreaux G. (1997), Le statut du dirigeant dans la recherche sur le Gouvernement des Entreprises, dans *Le Gouvernement des Entreprises; Corporate Governance théories et faits : Economica*, 471- 493.

- D'Amrcimols C-H.H. et S. Trebucq (2003), Une approche du rôle de l'actionnariat salarié dans la performance et le risque des entreprises françaises, *Revue de Gestion des Ressources Humaines*, 48.
- Damodaran A. (2006), *Finance d'entreprise, Théorie et pratique*, Traduit par Hirigoyen G : de boek .
- De Jong A. et C. Veld (2001), An empirical analysis of incremental capital structure decisions under managerial entrenchment, *Journal of Banking and Finance*, 25, 1857-1895.
- De La Bruslerie H. (2004), *Actionnaires contrôlant, bénéfices privés et endettement* , Working paper, Université Paris I Sorbonne.
- Demsetz H. (1983), The Structure of Ownership and the Theory of the Firm, *Journal of Law and Economics*, 26.
- Denis D.J., D.K. Denis et Sarin A. (1997), Ownership structure and top executive turnover, *Journal of Financial Economics*, 45, 193-221.
- Debrières P. (2002), Les actionnaires salariés, *Revue Française de Gestion*, 28 :141, 255 -281.
- Eisenberg T., S. Sundgren et M.T. Wells (1998), Larger board size and decreasing firm value in small firms, *Journal of Financial Economics*, 48, 35-54.
- Faccio M., L.H.P. Lang et L. Young (2001), *Dividends and Expropriation*, *American Economic Review*, forthcoming.
- Fernandez C. Et R. Arrondo (2005), Alternative internal controls as substitute of the board of directors, *Corporate Governance: an international review*, 13: 6, 856- 866.
- Gamble J.E. (2000), Management commitment to innovation and ESOP stock concentration, *Journal of Business Venturing*, 15: 5-6, 433-447.
- Gordon L. et J. Pound (1990), ESOPS and corporate control, *Journal of Financial Economics*, 27, 525-555.
- Hanson R.C. et M.H. SONG (2000), Managerial Ownership, board structure, and the division of gains of divestitures, *Journal of Corporate Finance*, 6, pp55-70.
- Garvey G. et G. Hanka (1999), Capital structure and corporate control: The effect of antitakeover statutes on firm leverage, *Journal of Finance*, 54, 519-546.
- Gharbi H. (2007), *Dirigeants : entre enracinement et mécanismes de contrôle interne*, AIMS, Montréal, 6-9 Juin 2007.

- Jensen M. et W. Meckling (1976), Theory of the firm: Managerial behaviour, agency costs and ownership structure, *Journal of Financial Economics*, 3,305-360.
- Jensen M. (1986), Agency costs of free cash-flow, corporate finance and takeovers, *American Economic Review*, 76:2, 323-329.
- Jensen M. (1990), Les actionnaires doivent contrôler les gestionnaires, *Harvard l'expansion*, 60-72.
- Jhon K. et L. LITOV (2010), Managerial Entrenchment and Capital Structure: New evidence, *Journal of Empirical Legal Studies*, 7: 4, 591-915.
- John K. et L.M. Senbet (1998), Corporate governance and board effectiveness, *Journal of Banking & Finance*, 22, 371-403.
- KOCHHAR R., ET DAVID P., (1996), « Institutional investors and firm innovation: A test of competing hypotheses », *Strategic Management Journal*, 17, pp.73-84.
- NEKHILI M., WALI A. ET CHEBBI D., (2009), « Free cash-flow, gouvernance et politique financière des entreprises françaises », *Revue Finance Contrôle Stratégie*, vol.12 n°1, pp.5-31.
- PAQUEROT M. ET CARMINATTI-MARCHAND G., (2003), *Faut-il confier les entreprises aux X et aux énarques* ; Ethique.com Edition, 73 pages.
- PAQUEROT M. ET CHAPUIS J.M., (2006), « Réseaux d'appartenance des dirigeants et structures financières de leurs entreprises », *AFFI 2006*, Poitiers.
- PIGE B., (1998), « Enracinement des dirigeants et richesse des actionnaires », *Finance, Contrôle, Stratégie*, vol. 1, n°3, p. 131-158.
- POKHAREL P.R., (2013), « Managerial Entrenchment and Capital Structure Decision: A case of Nepal », *NRB Economic Review*, vol. 25, n°2 October, pp. 78-89.
- REDIKER K. ET A. SETH A., (1995), « Boards of directors and substitution effects of alternative governance mechanisms », *Strategic Management Journal*, vole.16, pp. 85-99.
- SEVESTRE P., (2002), *Econométrie des données de Panel*, Paris, Dunod.
- SHARMA S., DURAND R.M. ET GUR-ARIE O., (1981), « Identification and analysis of moderator variables », *Journal of Marketing research*, vol.18, pp.291-300.
- SHLEIFER A. ET VISHNY R.W., (1989), « Management Entrenchment: The case of manager-Specific Investments », *Journal of Financial Economics*, vol.25, n° 25, pp.123-139.
- SHLEIFER A. ET VISHNY R.W., (1997), « A survey of corporate governance », *The journal of Finance*, vol.52, n°2, pp. 737-783.

TITMAN ET WESSELS (1988), « The determinants of capital structure choice », *Journal of finance*, vol. 43, pp.1-19.

VERWIJMEREN P. ET DERWALL J., (2010), « Employee Well-Being, Firm Leverage, and Bankruptcy Risk», *Journal of Banking and Finance*, 2010.

WEIR C. ET JONES P., (1999), « Director Entrenchment and the takeover process: some UK evidence », *Journal of Applied Management Studies*, vol. 8, n°2, pp.133-144.

WEISBACH M., (1988), « Outside directors and CEO turnover », *Journal of Financial Economics*, vol. 20, pp.431-460.

WIRTZ P., (2002), *Politique de financement et gouvernement d'entreprise*, Ed Economica.

ZAJAC E., (1990), « CEO selection, compensation, and firm performance: A theoretical interpretation and empirical analysis », *Strategic Management Journal*, vol. 11, p. 217-223.

ZENOU E., (2006), « La contribution du dirigeant à la création de valeur: au-delà de la discipline. Une analyse empirique sur le marché français », *Working paper*, CEREN 17, Groupe ESC Dijon Bourgogne.

ZGHAL D.M., CHTOUROU S. ET FOURATI Y.,(2006), « Impact de la structure de propriété et de l'endettement sur les caractéristiques du conseil d'administration: étude empirique dans le contexte d'un pays émergent », 27ème Congrès de l'AFC, Tunis, mai 2006.

Zweibel J., (1996), « Dynamic Capital structure under managerial entrenchment », *American Economic Review*, pp.1197-1215.

## **Annexes**

### **Annexe n°1 : Matrices de corrélation**

	ACTID	SIZE1	ROE1	ROA1
ACTID	1.0000			
SIZE1	-0.2279	1.0000		
ROE1	0.0535	0.1180	1.0000	
ROA1	0.0776	0.0517	0.7578	1.0000

	ACTID	TAILCA	ACTIDT~1	SIZE1	ROE1	ROA1
ACTID	1.0000					
TAILCA	-0.2242	1.0000				
ACTIDTAILCA1	0.8656	-0.0680	1.0000			
SIZE1	-0.2279	0.6940	-0.0910	1.0000		
ROE1	0.0535	0.0940	0.0815	0.1180	1.0000	
ROA1	0.0776	0.0599	0.0776	0.0517	0.7578	1.0000

**Annexe n°2 : Récapitulatif des tests<sup>10</sup> d'hypothèses sous-jacentes des régressions des modèles M(1), M(2), M(3) et M(4).**

Modèles	Absence de Multicolinéarité	Normalité	Hétéroscédasticité	Autocorrélation
M <sub>1</sub>	confirmée	confirmée	1798,05 <sup>***</sup>	21,985 <sup>***</sup>
M <sub>2</sub>	confirmée	Confirmée	270,32 <sup>***</sup>	51,626 <sup>***</sup>
M <sub>3</sub>	confirmée	confirmée	1813,63 <sup>***</sup>	21,985 <sup>***</sup>
M <sub>4</sub>	confirmée	confirmée	268,26 <sup>***</sup>	51,626 <sup>***</sup>

<sup>10</sup> Nous mentionnons 'confirmée' lorsque les valeurs du VIF sont inférieures à 10 et que les résidus suivent une loi normale.