

---

## **Rapport pour l'Institut CDC pour la Recherche**

### **« Conseils d'administration et performance des sociétés cotées »**

---

**Sandra Cavaco<sup>1</sup>, Edouard Challe<sup>2</sup>, Patricia Crifo<sup>3</sup> et Antoine Reberieux<sup>4</sup>**

**Août 2012**

Ce travail a été réalisé dans le cadre d'un financement de l'institut CDC pour la Recherche et la chaire Finance Durable et Investissement Responsable.

L'essentiel du travail empirique réalisé dans cette étude s'appuie sur les données du cabinet Proxinvest (<http://www.proxinvest.com/index.php/fr/page/index.html>), société de conseil indépendante spécialisée dans la politique de vote des actionnaires. Ces données nous ont été gracieusement fournies, à seule fin d'effectuer cette recherche. Nous remercions tout particulièrement Loïc Dessaint, Directeur associé de Proxinvest, pour sa disponibilité, son expertise... bref son aide précieuse tout au long de cette recherche. Nous remercions également Isabelle Laudier, Responsable Scientifique de l'Institut CDC pour la Recherche, ainsi que Didier Janci, pour leurs encouragements et conseils. Nous remercions enfin les participants aux groupes de travail de la chaire Finance Durable et Investissement Responsable pour leurs remarques et suggestions.

Nous restons seuls responsables des éventuelles erreurs ou omissions.

---

<sup>1</sup> LEM, Université Panthéon Assas, [sandra.cavaco@u-paris2.fr](mailto:sandra.cavaco@u-paris2.fr)

<sup>2</sup> EconomiX, Université Paris Ouest Nanterre La Défense, Ecole Polytechnique, et Cirano (Montréal). [patricia.crifo@polytechnique.edu](mailto:patricia.crifo@polytechnique.edu)

<sup>3</sup> Ecole Polytechnique, [edouard.challe@ecole.polytechnique.edu](mailto:edouard.challe@ecole.polytechnique.edu)

<sup>4</sup> EconomiX, Université Paris Ouest Nanterre La Défense, [antoine.reberieux@gmail.com](mailto:antoine.reberieux@gmail.com)

## Résumé

Ce rapport étudie les liens entre composition des conseils d'administration et performance des sociétés cotées françaises sur la période 2003-2011. Le résultat principal est que cette composition n'est pas neutre, tant du point de vue la performance financière qu'extra-financière. Nous observons ainsi que l'indépendance des administrateurs, telle qu'évaluée par le cabinet Proxinvest, induit une performance dégradée, mesurée d'un point de vue comptable (rentabilité économique et financière). Cette relation n'est pas liée à un phénomène parfois observé aux Etats-Unis, par lequel des sociétés en difficulté accroîtraient leur part d'indépendants de manière à rassurer les marchés. Plus probablement, elle reflète le déficit informationnel caractéristique des administrateurs indépendants. En revanche, la valeur à long terme de l'entreprise (Q de Tobin) n'est pas affectée. Par ailleurs, nous observons que la performance extra-financière (mesurée par l'agence Vigeo) est favorablement liée à la présence d'indépendants. Ces derniers paraissent ainsi plus sensibles aux externalités sociales et environnementales provoquées par l'activité de l'entreprise que des administrateurs internes. En dernier lieu, nous n'observons pas d'effet systématique, ni sur la performance financière ni sur la performance extra-financière, de la présence de femmes ou d'extra-nationaux dans les conseils.

## Sommaire

<b>Liste des tableaux .....</b>	<b>4</b>
<b>Liste des Figures .....</b>	<b>4</b>
<b>Introduction générale.....</b>	<b>5</b>
<b>Partie I : Conseil d'administration et gouvernance .....</b>	<b>8</b>
1. Le rôle économique du conseil d'administration .....	8
2. La composition des conseils d'administration .....	9
2.1. <i>L'indépendance</i> .....	9
2.2. <i>L'expertise et la diversité</i> .....	13
3. Les études empiriques .....	14
3.1. <i>Les décisions particulières (discrete board tasks)</i> .....	15
3.2. <i>La performance financière</i> .....	16
3.3. <i>La performance extra-financière</i> .....	17
<b>Partie II : L'évolution des conseils des sociétés cotées françaises.....</b>	<b>21</b>
1. Description de l'échantillon .....	21
2. Evolution de la composition des conseils.....	27
2.1. <i>Structure et taille des conseils</i> .....	27
2.2. <i>L'indépendance</i> .....	30
2.3. <i>La diversité au sein des conseils</i> .....	32
2.4. <i>Le cumul de mandats</i> .....	35
<b>Partie III: Composition des conseils et performance : analyse économétrique.....</b>	<b>37</b>
1. Composition des conseils et performance financière .....	37
1.1. <i>Stratégie empirique</i> .....	37
1.2. <i>Résultats</i> .....	44
2. Composition des conseils et performance extra-financière.....	52
2.1. <i>Stratégie empirique</i> .....	52
2.2. <i>Résultats</i> .....	57
<b>Références .....</b>	<b>60</b>

## Liste des tableaux

Tableau 1 : Description du panel.....	21
Tableau 2 : Description du panel (suite) .....	22
Tableau 3 : Répartition sectorielle des observations .....	23
Tableau 4 : Répartition des administrateurs par genre .....	23
Tableau 5 : Statistique descriptive – Structure des conseils.....	27
Tableau 6 : Analyse économétrique de la taille et de l'indépendance .....	30
Tableau 7 : Statistiques descriptives des variables de contrôle.....	42
Tableau 8 : Performance et composition du conseil - Estimations MCO et avec effets fixes .	44
Tableau 9 : Composition du conseil et performance retardée .....	49
Tableau 10 : Structure du conseil et performance - Modèle dynamique avec effets fixes (GMM) .....	51
Tableau 11 : Les critères d'évaluation de Vigeo.....	53
Tableau 12 : Description du panel Vigeo .....	55
Tableau 13 : Description du panel Vigeo (suite).....	55
Tableau 14 : Statistiques descriptives des scores Vigeo et des variables de contrôle.....	55
Tableau 15 : Performance extra-financière et composition du conseil - Estimations MCO et avec effets fixes .....	59

## Liste des figures

Figure 1 : Evolution de la structure unitaire (CA) .....	28
Figure 2 : Evolution de la taille des conseils.....	29
Figure 3 : Evolution de l'indépendance .....	31
Figure 4 : Evolution de la part d'insiders .....	32
Figure 5 : Evolution de la part des femmes.....	33
Figure 6 : Evolution de la part d'extra-nationaux .....	34
Figure 7 : Evolution de l'âge moyen des conseils.....	35
Figure 8 : Pourcentage d'administrateurs avec au moins un mandat à l'extérieur.....	36
Figure 9 : Evolution de la rentabilité.....	39
Figure 10 : Distribution du score Relations clients / fournisseurs .....	56

## Introduction générale

Au-delà de leurs différences, la ‘Société anonyme’ en France, la ‘*Public limited company*’ en Grande-Bretagne ou la ‘*Public corporation*’ aux Etats-Unis partagent les quatre mêmes attributs fondamentaux (Hansmann et Kraakman, 2004, p.5) : personnalité morale, négociabilité des parts sociales, risque limité à hauteur des capitaux apportés et existence d’un conseil d’administration (*board of directors*). Alors que les bénéfices des trois premiers sont peu sujets à controverse<sup>5</sup>, la fonction économique et l’effectivité du conseil d’administration des sociétés cotées posent toujours question.

Ce n’est pas faute de recherche en la matière. L’importance du conseil d’administration a été reconnue de longue date : dans leur ouvrage de référence publié en 1932, Berle et Means identifiaient déjà le contrôle sur une entreprise comme la capacité à influencer le conseil d’administration<sup>6</sup>. Si bien d’autres dispositifs de gouvernance ont été étudiés depuis lors – les offres publiques d’achat ou d’échange (Manne, 1965), le droit des sociétés (Hansmann et Kraakman, 2004), le marché du travail des dirigeants (Fama, 1980), les *stock options* (Jensen et Murphy, 1990), le *monitoring* par concentration de la propriété (Coffee, 1991) ou la dette (Tirole, 2006 ; pp. 51 et suivantes) – il est probable qu’aucun n’a fait l’objet de développements si nombreux.

Légalement au moins, ces conseils sont en dernière instance responsables de la gestion des actifs de l’ensemble des sociétés de capitaux, ainsi que du contrôle de leur direction. Au tournant des années 1970-80, les investisseurs et régulateurs américains mettent sur le devant de la scène la question de la composition des conseils d’administration. Ce débat va traverser l’Atlantique, puis être revivifié par les scandales de gestion de l’ère Enron (2000-2002) et la crise des *subprimes* de 2007-2008. A chaque fois, le constat est le même : ces conseils ont failli dans leur mission, dans la mesure où il n’ont pas su empêcher des prises de risques agressives de la part des directions.

---

<sup>5</sup> Cf. Demsetz (1995) sur la personnalité morale, Eggertsson (1990, p.183 et s.) sur la négociabilité des parts sociales, et Alchian (1987) sur le risque limité.

<sup>6</sup> « *If one can determine who does actually have the power to select the directors, one has located the group of individuals who for practical purposes may be regarded as ‘the control’* » (pp.66-67).

Ce rapport s'intéresse aux liens entre composition des conseils d'administration et performance des sociétés cotées françaises, sur la période 2003-2011. La composition est entendue dans un sens large, et recouvre aussi bien l'indépendance des administrateurs, que leur genre ou leur nationalité. La performance est envisagée sous deux angles. D'une part, une performance 'financière', qui mesure la capacité à court terme ou à long terme de l'entreprise à mobiliser ses actifs pour faire du profit. D'autre part, une performance extra-financière, qui rend compte de la manière dont celle-ci prend en compte les externalités produites par son activité. C'est alors la question de la responsabilité sociale et environnementale (RSE) des grandes entreprises qui est soulevée.

Très peu de travaux ont été effectués sur le cas français (cf. toutefois Hollandts et Guedri, 2008 ; Jeanjean et Stolowy, 2009; Ginglinger, Megginson et Waxin, 2011). Notre recherche se distingue à la fois par l'adoption d'une définition large de la performance, mais également par l'originalité de la base de données utilisée. Cette base est issue de l'appariement de trois fichiers distincts :

- L'agence Proxinvest, spécialisée dans le conseil aux investisseurs sur l'utilisation des droits de vote en assemblée générale, nous a fourni les données sur la composition des conseils d'administration. Ces informations, précisions-le immédiatement, ne sont pas déclaratives – c'est-à-dire collectées auprès des rapports d'entreprise – mais font l'objet d'une vérification indépendante. Sur la question de l'indépendance des administrateurs, ceci n'est évidemment pas sans importance.
- L'agence Vigeo, spécialisée dans la notation extra-financière, nous a fourni les données utilisées pour mesurer l'intensité de la RSE propre à chaque entreprise.
- Enfin, les données financières (de bilan et/ou de marché) sont issues de la base Infinancials.

Le résultat principal de cette étude est que la composition des conseils n'est pas neutre, tant du point de vue la performance financière qu'extra-financière. Nous observons ainsi que l'indépendance des administrateurs induit une performance dégradée, mesurée d'un point de vue comptable (rentabilité économique et financière). Cette relation n'est pas liée à un phénomène parfois observé aux Etats-Unis, par lequel des sociétés en difficulté accroîtraient leur part d'indépendants de manière à rassurer les marchés. Plus probablement, elle reflète le déficit informationnel caractéristique des administrateurs indépendants. En

revanche, la valeur à long terme de l'entreprise (Q de Tobin) n'est pas affectée. Par ailleurs, nous observons que la performance extra-financière est favorablement liée à la présence d'indépendants. Ces derniers paraissent ainsi plus sensibles aux externalités sociales et environnementales provoquées par l'activité de l'entreprise que des administrateurs internes. En dernier lieu, nous n'observons pas d'effet systématique, ni sur la performance financière ni sur la performance extra-financière, de la présence de femmes ou d'extra-nationaux dans les conseils.

Le rapport se compose de trois parties. La première partie détaille les enjeux de notre recherche et précise les hypothèses que nous testerons. La deuxième partie s'attache à décrire de manière détaillée l'évolution de la composition des conseils d'administration (ou de surveillance) des grandes sociétés cotées à Euronext Paris, sur la période 2003-2012. La troisième partie présente notre analyse économétrique, cherchant à mettre en relation composition et performance. Cette analyse porte sur la période 2003-2011, les données financières 2012 n'étant pas disponibles à l'heure où nous achevons ce rapport.

## Partie I : Conseil d'administration et gouvernance

### 1. Le rôle économique du conseil d'administration

Le conseil d'administration, distinct de la direction mais pouvant pour partie être composé de membres de la direction, est chargé de définir la stratégie de l'entreprise et d'en superviser la mise en œuvre. En France, le Code de commerce précise ainsi (art. L225.35) :

*« Le Conseil d'Administration détermine les orientations de l'activité de la société et veille à leur mise en œuvre. Sous réserve des pouvoirs expressément attribués aux assemblées d'actionnaires et dans la limite de l'objet social, il se saisit de toute question intéressant la bonne marche de la société et règle par ses délibérations les affaires qui la concernent. Le Conseil d'Administration procède aux contrôles et vérifications qu'il juge opportun ».*

Comme le suggère la citation précédente, le conseil d'administration remplit un rôle à la fois disciplinaire, en charge du contrôle de la direction, et stratégique, conseillant cette dernière dans ses grands choix.

Certains pays, dont l'Allemagne, présentent une structure duale, par opposition à la structure « unitaire » précédemment décrite : deux organes sont distingués, sans aucun recoupement possible. D'un côté, le Directoire est chargé de la gestion de la société. De l'autre, le Conseil de surveillance est en charge du contrôle des membres du Directoire – aucun de ces derniers ne pouvant siéger au conseil de surveillance. Par construction, donc, ce conseil ne remplit qu'une seule fonction, disciplinaire. La France a pour particularité d'autoriser, et ce depuis 1966, les sociétés anonymes à adopter une structure unitaire ou duale – le conseil de surveillance restant toutefois assez minoritaire (environ 25 à 30% des sociétés du SBF250 y ont recours). Dans le présent rapport, nous nous intéresserons donc aux deux formes d'organisation.

Dans la littérature économique, la fonction « disciplinaire » du conseil d'administration (Charreaux, 2000) est mise en exergue – le rapprochant en cela d'un conseil de surveillance – au détriment de sa fonction « stratégique » sur laquelle insiste plus



volontiers la littérature de management (Kaufman et Englander, 2005 ; Adams et Ferreira, 2007). Le cadre d'analyse le plus communément utilisé pour saisir la dimension disciplinaire du conseil est celui de la *théorie de l'agence*, appliqué à la relation actionnaires / dirigeants. Selon cette approche, les asymétries informationnelles, couplées à l'opportunisme des directeurs, créent des « coûts d'agence » qui pourront être supportés soit par les actionnaires, soit par la direction. Ces coûts regroupent, par exemple, les dispositifs de surveillance et de contrôle au sein de la firme, la perte de rentabilité associée à des choix d'investissement peu profitables, ou encore l'existence de rémunérations plus élevées qu'en l'absence d'asymétrie d'information.<sup>7</sup> Les coûts d'agence sont accrus par la dispersion de la propriété sociale, qui limite la volonté des actionnaires d'intervenir dans la conduite de l'entreprise (Berle et Means, 1932). La minimisation des coûts d'agence passe par la mise en place de dispositifs susceptibles de rapprocher l'intérêt des agents de celui des principaux. Le conseil d'administration est précisément analysé dans ce cadre : c'est une institution dont la fonction est de réduire les coûts d'agence, en prenant en charge la surveillance de la direction au nom des actionnaires (Fama, 1980; Fama et Jensen, 1983 ; Hermalin et Weisbach, 2003).

## **2. La composition des conseils d'administration**

### ***2.1. L'indépendance***

L'indépendance des administrateurs par rapport à la direction a constitué l'une des premières grandes causes de l'activisme actionnarial aux États-Unis. Le *Council of Institutional Investor*, regroupant un grand nombre de fonds de pension publics, s'est distingué dès la seconde moitié des années 1980 en réclamant qu'au moins les deux tiers des *directors* soient indépendants. La mise en place de comités spécialisés (de rémunération,

---

<sup>7</sup> La littérature académique explique le lien entre asymétrie d'information et rémunérations élevées de plusieurs manières. Selon la vision traditionnelle de Jensen and Meckling (1976), ces rémunérations sont nécessaires pour fournir au management les incitations appropriées, et constituent en ce sens une réponse organisationnelle optimale (au sens de l'optimum de second rang, ou *second best*) au problème d'asymétrie informationnelle initial. Cette vision a notamment été critiquée par Bertrand et Mullainathan (2001) ou Bebchuk et Fried (2004), pour lesquels les rémunérations élevées proviennent au contraire d'une extraction de rente rendue possible par l'asymétrie d'information ; en ce sens, ces rémunérations sont elles-mêmes un problème de gouvernance, plutôt que sa manifestation « optimale ».

d'audit et de nomination) au sein des conseils s'est également imposée en tête des réclamations propres à l'activisme, avec l'exigence que ces comités soient composés pour totalité d'indépendants.

Les codes de bonne gouvernance ainsi que la réglementation juridique ou de place ont relayé l'activisme actionnarial dans son effort de promotion de l'indépendance. Parmi les textes traitant de l'indépendance, il convient de distinguer les codes, dont les effets sont plus ou moins contraignants, de la réglementation elle-même.

Le document publié en 1982 puis repris plusieurs fois jusqu'en 2002 par l'*American Law Institute*, « *Principles of Corporate Governance : Analysis and Recommendations* » est le premier du genre, établissant une série de recommandations visant à accroître la transparence des sociétés cotées et la responsabilité de ses dirigeants. L'indépendance est jugée comme un élément central, ce que l'on retrouve une décennie plus tard dans le rapport Cadbury sorti en 1992 en Grande-Bretagne<sup>8</sup>. En France, le premier rapport, publié par l'AFEP (Association Française des Entreprises Privées) et le MEDEF en 1993, dit « Viénot I », préconise la présence de deux administrateurs indépendants. Le rapport « Viénot II », sorti en 1999, relève ce chiffre à un tiers du conseil. Dans les années 1990, des codes semblables sont produits dans l'ensemble des pays Européens.

Au tournant des années 2000, les scandales financiers de l'ère Enron renforcent cette tendance. En Grande-Bretagne, le rapport Higgs, commandé par le gouvernement, va servir à la révision de novembre 2003 du *Combined Code*, qui régit les sociétés cotées. Ce texte demande que la moitié des administrateurs non membres de la direction soient 'indépendants'. En France, le rapport Bouton, toujours publié à l'initiative de l'AFEP et du MEDEF en 2002, recommande que la moitié des administrateurs des sociétés cotées soient « indépendants »<sup>9</sup>.

Le principe d'indépendance a également influencé la régulation des sociétés cotées. Aux Etats-Unis, ceci est particulièrement net dans les réactions aux scandales financiers de 2000-2001. Le *New York Stock Exchange* a ainsi renforcé ses règles en la matière : les conseils doivent maintenant être composés d'une majorité d'indépendants, pour les sociétés

---

<sup>8</sup> L'ensemble des codes cités ici sont référencés et disponibles sur le site de l'*European Corporate Governance Institute* ([http://www.ecgi.org/codes/all\\_codes.php](http://www.ecgi.org/codes/all_codes.php))

<sup>9</sup> Le seuil est fixé à un tiers si le capital est très concentré.

qui n'ont pas un actionnaire détenant plus de 50% du capital social. Le NASDAQ prévoit une règle analogue. Outre la réglementation de place, c'est également le droit fédéral qui va en ce sens : la réforme Sarbanes-Oxley, en date de 2002 et visant à juguler la crise de défiance des investisseurs, demande explicitement que les comités d'audit soient composés en totalité d'administrateurs indépendants. Cette clause est particulièrement significative, dans la mesure où elle marque pour la première fois une intervention directe du niveau fédéral dans le droit des sociétés, normalement propre à chaque Etat de l'Union.

En Grande-Bretagne, les règles de cotation du *London Stock Exchange* obligent les sociétés à rendre public la manière dont elles respectent (ou non) les recommandations du *Combined Code*, conférant ainsi une valeur régulatoire à ce texte et aux principes d'indépendance qui y sont contenus.

En France, l'indépendance n'a pas valeur juridique (Caussain, 2005). Le Code de commerce (art. L225-22) prévoit simplement qu'un tiers maximum des administrateurs soient salariés de l'entreprise (membres ou non de la direction)<sup>10</sup>. Mais suivant la recommandation de la Commission européenne en date du 21 mai 2003, un document unique, publié sous l'égide de l'AFEP et du MEDEF en octobre 2003, sert de document de référence aux sociétés cotées : concrètement, l'Autorité des Marchés Financiers (AMF) invite les sociétés cotées à se conformer à ce texte ou à expliquer pourquoi elles ne le font pas (*comply or explain*), à la manière britannique. Ce texte de référence, intitulé « Le gouvernement d'entreprise des sociétés cotées », synthétise les rapports Viénot I, Viénot II et Bouton. Dans ce cadre, les entreprises doivent indiquer leur nombre d'administrateurs « indépendants », suivant la définition proposée par le rapport Bouton. Par ailleurs, ce texte recommande que les deux tiers du comité d'audit et la moitié des comités de nomination et de rémunération soient composés d'« indépendants ».

La prolifération des références à la notion d'indépendance pose le problème de la diversité des définitions utilisées. L'ensemble des références s'accorde toutefois sur l'idée qu'il s'agit d'identifier les critères objectifs susceptibles de réduire au minimum les conflits d'intérêts propres aux administrateurs dans leur mission de contrôle des dirigeants. Dans ce cadre, un administrateur indépendant ne doit pas être membre de la direction, salarié de

---

<sup>10</sup> Notons que les représentants des actionnaires-salariés ne sont pas comptés dans ce tiers.

l'entreprise, ou en relation d'affaire avec elle. On peut ainsi distinguer plusieurs types d'administrateurs, de manière plus fine que la dichotomie indépendant / non indépendant (cf. Clarke 2007, pour une discussion très fouillée). On peut tout d'abord différencier les administrateurs selon qu'ils sont membres de la direction (on parle alors d'*executive* ou d'*inside directors*) ou non. Au sein des administrateurs non directeurs, on peut ensuite distinguer les administrateurs ayant un lien avec la société (en tant que salariés ou partenaires commerciaux par exemple) de ceux qui n'ont aucun lien identifiable. Les premiers peuvent être qualifiés d'administrateurs « affiliés » (*affiliated* ou *grey*), le terme d'« indépendant » étant réservé au troisième type (les anglo-saxons utilisent parfois le terme d'administrateurs « externes », *outside directors*). *In fine*, on obtient trois catégories d'administrateurs :

- Les administrateurs directeurs ou internes
- Les administrateurs affiliés
- Les administrateurs indépendants ou externes

Les données disponibles suggèrent un mouvement sans équivoque de croissance de l'indépendance des conseils d'administration. Aux Etats-Unis, l'étude la plus complète est celle de Gordon (2007) qui permet de retracer la composition des conseils de l'ensemble des sociétés cotées de 1950 à 2006, sur la base de la tripartition précédente. Cette étude met en lumière un mouvement constant de décroissance des administrateurs internes et affiliés au profit des indépendants, en accélération depuis les années 1990. Ainsi, alors que dans les années 1950, seuls 20% des administrateurs étaient, en moyenne, indépendants, au milieu des années 2000, ce sont près de 75% qui sont identifiés comme tels. Le reste se partage équitablement entre « internes » et « affiliés ». L'immense majorité des sociétés cotées aux Etats-Unis ont maintenant un conseil à majorité d'indépendants. Bhagat et Black (2002) remarquent que le mouvement va plus loin, en notant une domination de plus en plus nette des conseils à "super-majorité" : « *current conventional wisdom calls for supermajority-independent boards, with only one or two inside directors on a typical nine or eleven board members* » (p.235). Une illustration pratique de cette « sagesse conventionnelle » est fournie par la notation réalisée depuis 2002 par l'*Institutional Shareholder Services*, une société privée américaine de conseil aux fonds d'investissement. La gouvernance de 7500 sociétés (dont 2500 aux Etats-Unis) est évaluée sur la base d'une soixantaine de critères et résumée par un indice, le *Corporate Governance Quotient* (CGQ). En 2005, l'adoption d'un conseil à

« super-majorité » (plus de 90% d'indépendants) figurait au 4<sup>e</sup> rang (sur 63) des critères les plus importants (en poids) dans la notation finale<sup>11</sup>.

En France, l'AMF (2010) note, sur la base des informations communiquées par les sociétés, que la moyenne d'indépendants est d'environ 55% pour un échantillon de 60 grosses sociétés cotées en 2009 et est d'autant plus élevée que le capital est dispersé. Ce chiffre correspond au seuil fixé par le texte de référence issu du rapport Bouton. La très grande majorité des sociétés reprennent d'ailleurs la définition de l'indépendance proposée par ce rapport pour informer les actionnaires.

Il est important de préciser à ce stade que notre mesure de l'indépendance ne sera pas fondée sur les déclarations des entreprises elles-mêmes (comme c'est le cas de la mesure effectuée par l'AMF), mais sur l'évaluation par un cabinet indépendant, reconnu sur la place de Paris, et dont les critères sont plus stricts que les critères AMF. Par voie de conséquence, notre mesure conduit à une évaluation du nombre d'administrateurs indépendants dans les conseils des grandes sociétés cotées substantiellement plus faible que celui qui émane des critères AMF – on le verra dans la seconde partie de ce rapport.

## ***2.2. L'expertise et la diversité***

Avec la récurrence des crises de gouvernance (scandales financiers de 2001-2002, crise de 2007-2008), la question de l'expertise des administrateurs – longtemps mise au second plan – a retrouvé une importance certaine dans les débats (Cunningham, 2008). La loi Sarbanes-Oxley (2002) demande ainsi que les membres du conseil d'audit disposent d'une expertise en comptabilité / finance, de même que la réforme de 2003 du *Combined Code* qui régit les sociétés cotées britanniques. Au niveau de l'Union Européenne, la 8<sup>ème</sup> Directive sur le Droit des Sociétés requiert que les sociétés cotées soient dotées d'un comité d'audit dont au moins un membre soit formé à la finance.

A la différence des nombreuses études empiriques portant sur les déterminants et les implications du niveau d'indépendance des conseils, il existe encore très peu de travaux

---

<sup>11</sup> Institutional Shareholder Services, 2005, "Explaining the CGQ methodology change process", <http://www.issproxy.com/pdf/CGQevolvingmethodologyWP.pdf>

académiques portant spécifiquement sur l'expertise. L'article de Reeb et Zhao (2012) s'intéresse par exemple à l'effet du capital humain (et, accessoirement, social) des administrateurs sur la qualité de la gouvernance. Le capital humain y est mesuré à l'aide d'informations détaillées sur les diplômes, les parcours professionnels et les distinctions des membres des conseils. Les auteurs trouvent qu'un niveau de capital plus élevé est associé à une meilleure transparence financière, c'est-à-dire à une meilleure communication des informations financières au marché. Notre recherche ne s'intéressera pas à cette dimension, en l'absence de données spécifiques et originales.

Un autre aspect de la composition des conseils d'administration, longtemps négligé mais qui gagne aujourd'hui en importance, concerne sa *diversité*. Par exemple, le Livre vert de la Commission (2011) intitulé *Le cadre de la gouvernance d'entreprise dans l'UE* insiste sur la diversité comme facteur d'efficacité (« *La diversité des profils et des parcours de ses membres permet au conseil d'administration de s'appuyer sur un large éventail de valeurs, de points de vue et de compétences [...]. La diversité nourrit le débat, favorise la vigilance et relève les enjeux au sein du conseil d'administration* » (p.6). Cette diversité est déclinée en trois domaines :

- Diversité professionnelle
- Diversité internationale
- Diversité hommes-femmes

Comme nous allons le voir, les données dont nous disposons nous renseignent sur à la fois sur la nationalité et le sexe des administrateurs, deux dimensions importantes de la diversité.

### **3. Les études empiriques**

L'indépendance croissante des conseils d'administration relativement à la direction a suscité, depuis les années 1980, un nombre substantiel de travaux empiriques cherchant à mesurer l'influence de celle-ci sur le comportement et la performance des firmes. D'un point de vue théorique, deux manières contradictoires d'envisager le problème sont possibles (Hermalin et Weisbach, 2003 ; Listokin, 2008). On peut tout d'abord considérer que les institutions sont des réponses efficaces des agents à leurs problèmes contractuels,

déterminées à l'équilibre : la gouvernance est endogène. Dans ces conditions, il n'est pas possible d'observer une relation systématique entre gouvernance et performance (Demsetz et Lehn, 1985) : chaque entreprise choisira son niveau d'indépendance optimal, correspondant le mieux à ses besoins. Cette interprétation se heurte pourtant à la montée en puissance de l'indépendance depuis les années 1980, sauf à considérer que les caractéristiques des entreprises aux Etats-Unis ou en France aient à ce point changé qu'elles justifient aujourd'hui un degré d'indépendance inadéquat il y a de cela deux décennies. La multiplication des codes de gouvernance et l'activisme actionnarial laissent plutôt penser que l'indépendance croissante résulte en partie d'une 'pression extérieure' : les sociétés cotées se seraient ainsi conformées aux attentes des investisseurs et des régulateurs. Ce qui ouvre à la seconde interprétation : les institutions relatives à la gouvernance sont pour partie exogènes, en ce qu'elles peuvent être déterminées par des facteurs extérieurs à la relation contractuelle sous-jacente. Hors de l'équilibre, il est possible que le degré d'indépendance de certains conseils soit trop faible ou trop important, pesant par là même sur la performance. C'est cette interprétation qui motive *in fine* les recherches sur les liens entre indépendance et performance.

### ***3.1. Les décisions particulières (discrete board tasks)***

Un certain nombre d'études, passées en revue par Hermalin et Weisbach (2003), s'intéresse à l'influence de la composition des conseils sur des décisions spécifiques de ces conseils, et non pas directement à la performance. Deux types de décisions ont reçu une attention particulière dans la littérature, et plus généralement dans le débat public, dans la mesure où elles incarnent le rôle disciplinaire du conseil d'administration : la rapidité de remplacement des directeurs généraux (*chief executive officers*) suite à une dégradation de la performance de l'entreprise ou à des errements stratégiques d'une part, et le niveau de rémunération des directeurs d'autre part.

Weisbach (1988) s'intéresse ainsi à la rapidité avec laquelle les DG sont remplacés. Sa conclusion est que les conseils 'indépendants' sont relativement plus prompts à remplacer un DG lorsque les performances observables sont dégradées. En revanche, ils sont moins réactifs lorsque les performances sont en apparence favorables. Un bon exemple est le cas d'Enron, où un conseil à « super-majorité » ne remit jamais en cause la direction de l'entreprise, dont la

valeur boursière ne cessait de grimper en dépit d'une stratégie économique apparemment dépourvue de rationalité. Bhagat et Black (1999) jugent que dans l'ensemble, ce type d'études ne permet pas de conclure à une effectivité accrue de l'indépendance en matière de remplacement des DG. Concernant les liens entre indépendance et rémunération des directeurs, les résultats sont encore plus troublants : un nombre conséquent d'études trouvent que cette rémunération est croissante avec la proportion d'indépendants. C'est le cas de Core, Holthausen et Larcker (1999) aux Etats-Unis ou de Cohen et Lauterbach (2008) en Israël. Il est bien sûr possible que cette relation reflète un meilleur *design* incitatif des schémas de rémunération dans les firmes dominées par des indépendants. Mais cela est loin d'être évident.

### **3.2. La performance financière**

Un second groupe d'études empiriques traite directement de l'impact de l'indépendance sur la performance financière des firmes. La performance peut s'apprécier en valeur de marché – l'indicateur privilégié étant alors le  $Q$  de Tobin<sup>12</sup> – ou en valeur comptable, par exemple *via* la rentabilité financière (*Return On Equity*, ROE)<sup>13</sup>, la rentabilité économique (*Return On Asset*, ROA)<sup>14</sup> ou la productivité des facteurs.

Vance (1964) réalise la première étude du genre, sur un échantillon de 103 grandes sociétés cotées américaines. Il conclut qu'en moyenne, les conseils dominés par des administrateurs internes sont plus efficace que les conseils 'indépendants', un résultat en porte-à-faux avec les recommandations classiques en la matière. Baysinger et Butler (1985) analysent un échantillon de 266 firmes cotées, et parviennent à la conclusion selon laquelle un degré d'indépendance trop élevé du conseil d'administration est *néfaste*, et non bénéfique, à la société<sup>15</sup>. Hermalin et Weisbach (1991) mobilisent des données de panel portant sur 142 firmes cotées au *New York Stock Exchange*, et mesurent la performance par le  $Q$  de Tobin. Ils

---

<sup>12</sup> Le  $Q$  de Tobin se définit de manière générique comme la valeur de marché des actions et des dettes rapportée à la valeur comptable de la firme, mesurée par le coût de remplacement des actifs inscrits au bilan.

<sup>13</sup> Rapport du résultat net aux fonds propres en valeur comptable.

<sup>14</sup> Rapport du résultat hors intérêt de la dette à la valeur comptable des fonds propres et des dettes.

<sup>15</sup> Les auteurs résumant leurs résultats de la manière suivante : "A key finding of the research is that the ratio of independent to inside directors required for satisfactory financial performance appears to be well below the compositional mandates advocated by reformers" (p.104).



concluent à l'absence de relation empirique entre indépendance et performance. Les études de Agrawal et Knoeber (1996), Klein (1998), Bhagat et Black (2002), et enfin Bhagat, Bolton and Romano (2008) ont confirmé par la suite ce résultat d'absence de relation ou de relation négative entre degré d'indépendance du conseil et performance de l'entreprise. Pour reprendre la conclusion de la méta-analyse de Dalton, Daily, Ellstrand et Johnson (1998), « *Les études empiriques suggèrent que la composition des conseils n'a pratiquement aucun impact sur la performance des entreprises* » (p.278). De la même manière, la revue de littérature conduite par Bhagat et Black (1999) conclut que « *la plupart des études trouve peu de corrélation entre la proportion d'administrateurs indépendants au conseil et la performance des sociétés, et un certain nombre d'études plus récentes dégagent une corrélation significativement négative, exactement à l'inverse de ce qu'on pourrait penser a priori* » (p. 942).

Les études menées sur des échantillons hors Etats-Unis sont aussi peu concluantes sur le lien entre indépendance des conseils et performance. Par exemple, les travaux empiriques réalisés sur données canadiennes par Klein, Shapiro et Young (2005) ainsi que par Erickson, Park, Reising et Shin (2005) trouvent des résultats globalement similaires à ceux trouvés dans le cas des Etats-Unis.

### ***3.3. La performance extra-financière***

Depuis plusieurs décennies, la pression croissante sur les cadres et directeurs visant à leur faire prendre en compte les intérêts des autres parties prenantes de l'entreprise est venue modifier progressivement le modèle conventionnel de gouvernance en donnant à la notion de responsabilité sociale et environnementale (RSE) un rôle clé à jouer en matière de gouvernance.

Jo et Harjoto (2011) définissent par exemple la RSE comme l'extension des efforts de l'entreprise pour promouvoir une gouvernance efficace, garantissant la durabilité de l'entreprise via des pratiques s'appuyant sur la responsabilité (au sens de rendre des comptes) et la transparence. En pratique on peut trouver de nombreuses définitions plus opérationnelles de la RSE. Certains auteurs considèrent que la RSE ne serait rien d'autre qu'un prolongement de la création de valeur (voir par exemple Porter et van der Linde, 1995) : une manière de maximiser le profit à long terme par une bonne gestion des risques (environnementaux,

sociaux ou de gouvernance), ou bien maximiser le profit à long terme en s'appuyant sur des leviers RSE ayant démontré leur impact sur la performance financière (par exemple la sécurité ou la santé des employés ...). Mais une autre conception peut être défendue. Selon la « théorie des parties prenantes » (Freeman, 1984), l'entreprise est supposée maximiser la valeur de l'ensemble des parties prenantes. Elle doit prendre en compte le changement observé dans les systèmes de valeurs de ses actionnaires, de ses employés, de ses consommateurs etc., changements relayés par de nouvelles formes d'activisme d'ONG, d'agences d'évaluation, de media... D'où des formes d'engagement volontaire plus sociétales que financières.

Une définition qui synthétise ces deux visions est donnée par la Commission Européenne qui, dans son livre vert sur la RSE en 2001, définit la notion de responsabilité sociale et environnementale comme le fait, « *non seulement de satisfaire pleinement aux obligations juridiques applicables, mais aussi d'aller au-delà et d'investir davantage dans le capital humain, l'environnement et les relations avec les parties prenantes* ». Il s'agit donc pour les entreprises de faire plus que le respect des contraintes réglementaires qui s'imposent à elles, par des démarches volontaires visant par exemple à protéger l'environnement, investir dans des équipements permettant de réduire les émissions de gaz à effet de serre et l'empreinte ou les rejets de CO2, améliorer les conditions d'emploi, bannir le travail des enfants et les pays qui ne respectent pas les droits de l'homme, lutter contre la corruption, etc. Mais la Commission européenne ne se contente pas de donner une définition de la RSE combinant la conformité réglementaire et l'engagement volontaire. Elle la complète par l'argument d'une compétitivité accrue pour les entreprises responsables :

*« L'expérience acquise avec l'investissement dans des technologies et pratiques commerciales écologiquement responsables suggère qu'en allant plus loin que le respect de la législation, les entreprises pourraient accroître leur compétitivité. L'application de normes sociales dépassant les obligations juridiques fondamentales, par exemple dans le domaine de la formation, des conditions de travail ou des relations entre la direction et le personnel, peut également avoir des retombées directes sur la productivité. C'est ainsi que s'ouvre une voie permettant de gérer le changement et de concilier le développement social et une compétitivité accrue. »* (Commission Européenne, 2001)

Or, si les débats sur la RSE et son impact sur la performance économique et financière de l'entreprise ont donné lieu à une littérature considérable ces dernières décennies (voir par exemple le survey de Margolis, Elfenbein et Walsh, 2009), la littérature sur les liens entre structure et composition des conseils d'administration et performance extra-financière est assez mince.

Concernant l'impact des administrateurs indépendants (et internes) sur les stratégies de RSE et la performance extra-financière, la littérature offre deux hypothèses distinctes.

La première hypothèse s'appuie sur la théorie de l'« enracinement » des dirigeants, qui les conduirait à surinvestir en RSE. Mobilisant la théorie de l'agence, et soulignant le problème de conflits d'intérêts entre actionnaires et managers dans les choix stratégiques, notamment en matière de RSE, Cespa et Cestone (2007) montrent que l'émergence de logiques d'enracinement pour les dirigeants les moins performants favorise un surinvestissement en RSE visant à se prémunir contre le risque de remplacement suite à une contre-performance. Barnea et Rubin (2010) appliquent cet argument à la structure des conseils d'administration dans la relation actionnaires-managers, et avancent que les administrateurs internes auraient intérêt à (sur)investir dans la RSE pour se construire une réputation de bons citoyens, potentiellement au détriment des actionnaires, tout en renforçant la confiance (excessive) des dirigeants. *A contrario*, les administrateurs indépendants, en jouant un rôle de contrôle efficace, devraient contribuer à limiter l'investissement en RSE. Un argument sensiblement différent peut être également mobilisé pour retrouver cette relation entre RSE et administrateurs internes ou, au contraire, indépendants : les administrateurs internes, qui ont pour fonction essentielle d'apporter aux administrateurs externes de l'information spécifique à l'entreprise, sont susceptibles d'adopter une stratégie plus prudente, minimisant les risques d'accident et de poursuite juridique, et donc investissant davantage dans la RSE (Krüger, 2010). Selon cet argument, on devrait également s'attendre à une relation négative (resp. positive) entre administrateurs indépendants (resp. internes) et RSE.

Le second argument repose sur la théorie alternative de la résolution des conflits, qui prend racine dans la théorie des parties prenantes de Freeman (1984) selon laquelle le rôle des entreprises est de servir les intérêts non seulement des actionnaires, mais également des autres parties prenantes. Investir dans la RSE serait alors un moyen de résoudre le conflit d'intérêt entre les différentes parties prenantes de l'entreprise. Jo et Harjoto (2011) montrent par

exemple que l'adoption de démarches RSE pro-actives par les entreprises américaines dans les années 1990 serait significativement et positivement associée à des conseils d'administration contrôlant, c'est-à-dire à forte proportion d'indépendants. Selon cet argument, on devrait alors s'attendre à l'effet inverse du précédent, à savoir une relation positive (resp. négative) entre administrateurs indépendants (resp. internes) et RSE.

## Partie II : L'évolution des conseils des sociétés cotées françaises

### 1. Description de l'échantillon

Les données sur lesquelles s'appuie notre étude nous ont été fournies par la société Proxinvest. Créée en 1995, Proxinvest est une agence française spécialisée dans le conseil en matière de politique de vote lors des assemblées générales. Dans ce cadre, Proxinvest émet des recommandations à ses clients, principalement des grands fonds d'investissement. Proxinvest ne réalise pas de notations sollicitées ou de prestations de services rémunérées pour les sociétés qu'elle analyse, de manière à garantir son indépendance.

Notre échantillon comprend, dans sa version la plus large, 2501 observations correspondant à 341 sociétés cotées distinctes, suivies 2 ans ou plus sur la période 2003-2012 (10 ans). On dispose donc d'un panel non cylindré (*unbalanced panel*). L'échantillon couvre une large partie du SBF250, à laquelle s'ajoutent des sociétés cotées (à Euronext Paris) d'une taille plus modeste. Les banques d'investissement (Dexia, Natixis mais également la Société générale ou BNP Paribas) sont exclues de ce panel, en raison des particularités de leur modèle d'affaire et des variations de leur performance consécutives à la crise des *subprimes*. Les deux tableaux suivants (1 et 2) décrivent précisément la structure de ce panel.

**Tableau 1 : Description du panel**

Année	Nombre de sociétés	% du total	Nombre de sociétés du SBF250	% du SBF250
2003	174	6,96	163	65,20
2004	187	7,48	168	67,20
2005	212	8,48	187	74,80
2006	226	9,04	207	82,80
2007	257	10,28	223	89,20
2008	283	11,32	233	93,20
2009	298	11,92	238	95,20
2010	303	12,12	228	91,20
2011	304	12,16	228	91,20
2012	257	10,28	212	85,00
Total	2 501	100,00	2087	

Le nombre de sociétés présentes chaque année est fonction du suivi effectué par Proxinvest. On voit ainsi qu'à partir de 2006, plus de 80% des sociétés du SBF250 de l'année en cours sont présentes. Au cours de l'analyse nous serons parfois conduits à utiliser deux sous-échantillons pour tester la robustesse de nos résultats :

- les sociétés appartenant chaque année au SBF250 de l'année.
- les sociétés « pérennes », suivies un minimum de 8 ans (soit un total de 180, cf. tableau 2). Ce sous-échantillon peut être utile pour observer des évolutions dans le temps : dans la mesure où le groupe de sociétés suivies est homogène sur l'ensemble de la période, la comparaison des statistiques annuelles n'est que très faiblement affectée par des biais d'échantillon.

**Tableau 2 : Description du panel (suite)**

<b>Nombre d'années de suivi</b>	<b>Nombre sociétés</b>	<b>% du total</b>
2	6	1,76
3	22	6,45
4	36	10,56
5	32	9,38
6	37	10,85
7	28	8,21
8	34	9,97
9	31	9,09
10	115	33,72
<b>Total</b>	<b>341</b>	<b>100.00</b>

Le tableau 3 indique la distribution par secteur de nos observations.

**Tableau 3 : Répartition sectorielle des observations**

Secteurs	Nombre d'observations	Fréquence
Agro-alimentaire	115	4,60
Energie, matériaux	154	6,16
Industrie lourde	228	9,12
Industrie légère	302	12,08
Construction	132	5,28
Commerce	111	4,44
Finance, immobilier	292	11,68
Informatique	417	16,67
Media, télécom	190	7,60
Santé	208	8,32
Autres services	259	10,36
Transports	93	3,72
Total	2501	100 %

Pour chacune des sociétés suivies, Proxinvest enregistre des informations individuelles sur la totalité des membres du conseil d'administration ou de surveillance. L'échantillon recouvre ainsi 5280 administrateurs distincts qui se répartissent de la manière suivante :

**Tableau 4 : Répartition des administrateurs par genre**

	Nombre	%
société	566	10.72
homme	3955	74.91.58
femme	627	11.88
<i>miss.</i>	132	2.50
Total	5280	100.00

On remarque que plus de 10% des administrateurs sont des sociétés, indiquées comme telles lors des assemblées générales. Proxinvest enregistre cette information telle qu'elle, considérant que le genre de la personne représentant la société n'est pas déterminant, et est susceptible de changer d'une assemblée à l'autre ou d'une année sur l'autre. Le point important est que cette personne représente une société.

L'âge et la nationalité de chacun de ces administrateurs sont enregistrés. On a ainsi pu construire les variables suivantes, au niveau agrégé (entreprise):

- *pct\_ageamdi\_40*: pourcentage d'administrateurs de moins de 40 ans
- *pct\_ageamdi\_60*: pourcentage d'administrateurs de 40 à 60 ans
- *pct\_ageamdi\_more60*: pourcentage d'administrateurs de plus de 60 ans
- *age\_moy* : âge moyen du conseil
- *pct\_etr* : pourcentage d'administrateurs étrangers

Si l'administrateur est une société, son 'âge' n'est pas calculé et n'entre pas en compte dans l'âge moyen du conseil. De même, la nationalité des sociétés n'est pas prise en compte dans le calcul de la proportion d'étrangers.

La question de l'indépendance des administrateurs est essentielle pour Proxinvest, qui s'est doté de ses propres critères. Notons immédiatement que ces critères diffèrent sensiblement des critères standards en la matière, mis en avant par l'Autorité des Marchés Financiers (AMF) dans son rapport annuel sur le gouvernement d'entreprise (cf. infra, partie 1). Ces critères « AMF », issus du rapport Bouton, sont les suivants, que l'on peut comparer avec ceux utilisés par Proxinvest. Un administrateur d'une société X est qualifié d'indépendant si et seulement si :

- il n'est pas membre du conseil depuis 12 ans ou plus, contre 9 ans ou plus pour Proxinvest.
- il n'est pas membre de la direction de X ou d'une société affiliée depuis au moins 5 ans.
- il n'est pas salarié de X ou d'une société affiliée depuis au moins 5 ans.
- il n'est pas membre de la direction d'une société dans laquelle un membre de la direction de X siège au conseil d'administration.
- il n'est pas actionnaire de référence de X (détenteur d'un bloc de contrôle). L'AMF retient un seuil de 10% du capital ou des droits de vote ; pour Proxinvest, un investisseur disposant de plus de 3% des droits de vote est considéré comme un actionnaire de référence.
- il n'est pas en relation d'affaires ni avec X comme personne morale, ni avec un membre de la direction de X, ni avec une société affiliée à X (auditeur, banquier d'affaire, banquier de financement, etc.).



La définition de Proxinvest est donc plus restrictive que celle de l'AMF. Par ailleurs, Proxinvest juge elle-même de l'indépendance d'un administrateur, contrairement à l'AMF qui utilise l'indépendance déclarée par les firmes. Au final, la différence est assez nette. Le rapport 2010 de l'AMF, portant sur l'exercice 2009, rapporte ainsi, en se fondant sur un échantillon de 60 sociétés appartenant au SBF120, une proportion moyenne d'indépendants de 55%. Sur un échantillon comprenant 59 des 60 sociétés (manque Suez environnement), la définition de Proxinvest conduit à un chiffre nettement plus faible, de 34%, bien en-deçà des recommandations en la matière (au moins 50% d'indépendants).

Les administrateurs non-indépendants sont classés, de manière usuelle, en deux groupes (cf. partie 1) : d'une part les membres de la direction (que nous qualifierons par la suite d'*insiders*), d'autre part les administrateurs non-directeurs mais ne répondant pas pour autant aux critères d'indépendance (car en relation d'affaire avec la société, par exemple). La littérature anglo-saxonne les qualifie communément de *grey ou affiliated directors*. Nous emploierons le terme d'affiliés. Par définition, donc, la somme des proportions d'indépendants, d'*insiders* et d'affiliés est égale à 1.

Les informations recueillies par Proxinvest permettent également de comptabiliser les mandats d'administrateurs détenus en dehors de la société considérée. On peut donc construire un indicateur du cumul de mandats exercés par les administrateurs. La littérature reste partagée sur cette question du cumul (Honeine et Swan, 2010). La détention de mandats à l'extérieur apporte une expertise ainsi qu'un réseau de relations, qui sont tous deux synonymes d'efficacité. Mais un cumul trop important réduit la disponibilité de l'administrateur, avec des conséquences *a priori* néfastes pour la société.

La construction de l'indice de cumul de mandats emprunte la méthodologie suivante : nous ne retenons que les mandats exercés dans des sociétés présentes dans notre échantillon le plus large. Il s'agit bien entendu d'un indicateur imparfait, minimal, du cumul, qui laisse notamment de côté les mandats détenus à l'étranger ou dans une société non cotée.

Nous avons construit les deux variables suivantes :

- *pct\_expadmi* : pourcentage d'administrateurs disposant d'au moins un mandat d'administrateur ailleurs

- *nombre\_mandats* : nombre moyen de mandats détenus (en dehors de la société) par les administrateurs de la société.

Notons que si l'administrateur d'une société X est une autre société Y (ce qui est le cas dans 10,7% des cas, cf. tableau 3 ci-dessus), les autres mandats détenus par Y n'entreront pas en compte dans les indicateurs de cumul moyen des administrateurs de X. De fait, la société Y peut envoyer différents collaborateurs dans chaque conseil, éliminant les problèmes de disponibilité discutés ci-dessus.

Les données Proxinvest nous permettent enfin de savoir si la société dispose d'un conseil d'administration ou de surveillance (la loi française autorisant depuis 1966 les deux).

Le tableau 5 fournit les statistiques descriptives pour l'ensemble des variables dont nous disposons en matière de structure ou de composition des conseils.

Une analyse très rapide de ce tableau appelle les commentaires suivants (les évolutions sont analysées dans la section suivante) :

- Sans surprise, la structure unitaire (conseil d'administration) est beaucoup plus répandue (71% des observations) que la structure duale (conseil de surveillance).
- La taille moyenne des conseils, mesurée sur l'ensemble de la période, est de 10 membres.
- Les comités d'audit et de rémunération se rencontrent avec une fréquence égale (environ 60% des observations). Les comités de nomination sont beaucoup plus rares (9%).
- L'âge moyen des administrateurs sur l'ensemble de la période est d'un peu moins de 58 ans.

**Tableau 5 : Statistique descriptive – Structure des conseils**

<b>Variables</b>	<b>Nombre d'obs.</b>	<b>moyenne</b>	<b>Ecart type</b>	<b>Min</b>	<b>Max</b>
Conseil d'administration	2501	0,73	0,45	0	1
Conseil de surveillance	2501	0,27	0,44	0	1
Taille du conseil	2501	9,42	4,03	1	27
% de femmes	2501	0,11	0,13	0	0,75
% d'étrangers	2501	0,11	0,16	0	1
% de moins de 40 ans	2501	0,05	0,10	0	1
% de 40 à 60 ans	2501	0,44	0,23	0	1
% de plus de 60 ans	2501	0,51	0,24	0	1
Age moyen	2463	57,62	6,08	32	81,25
% de cumulards	2497	0,22	0,23	0	1
Nombre de mandats externes	2497	0,36	0,41	0	2,3
% d'indépendants	2501	0,26	0,20	0	1
% d' <i>insiders</i>	2501	0,15	0,20	0	1
% de 'grey'	2501	0,58	0,23	0	1

*Note : Chaque observation correspond à une société-année*

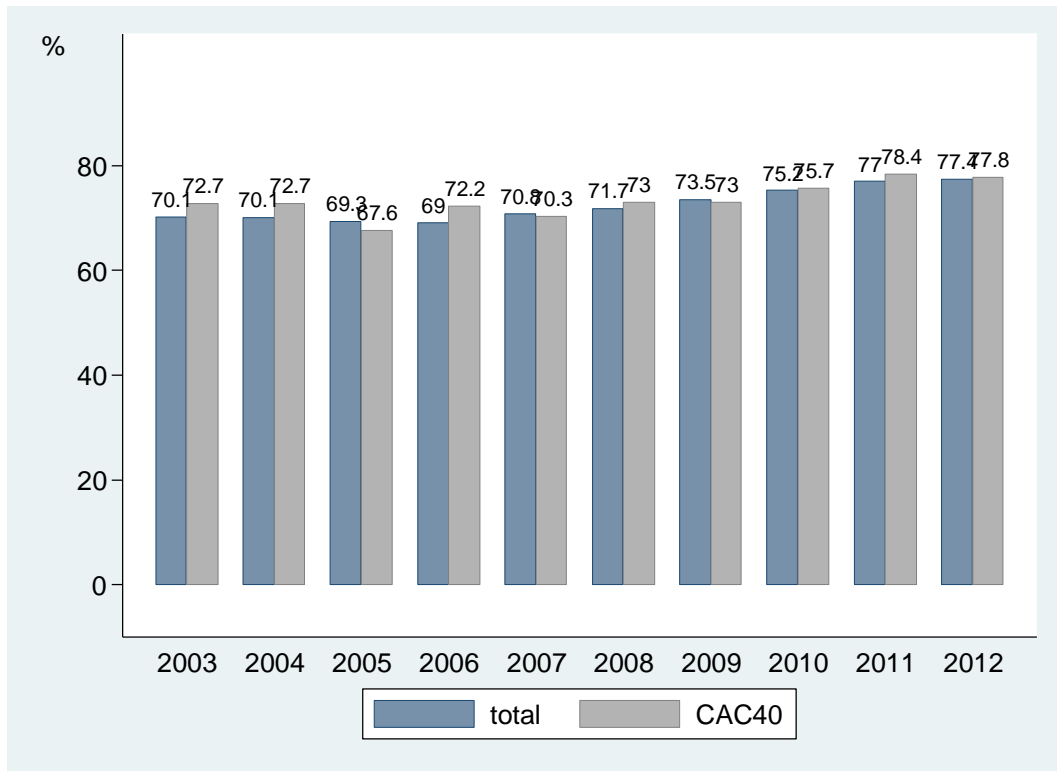
## **2. Evolution de la composition des conseils**

La base de données Proxinvest nous permet de retracer, sur la période 2003-2012, l'évolution de la structure et de la composition des conseils des grandes sociétés cotées françaises. A titre de comparaison, nous isolons les sociétés du CAC40. Enfin, lorsque nécessaire, nous ajoutons les évolutions qui ressortent de l'utilisation de l'échantillon des sociétés pérennes : dans la mesure où cet échantillon ne regroupe que des sociétés suivies sur pratiquement l'ensemble de la période, les chiffres ne sont *a priori* pas affectés par des modifications de la population observée.

### **2.1. Structure et taille des conseils**

Entre 2003 et 2012, les sociétés ont eu tendance à adopter de manière croissante une structure unitaire, comme le montre le graphique 1. L'utilisation de l'échantillon des sociétés pérennes ne modifie en rien ce constat. Cette dynamique est quelque peu surprenante : logiquement, l'insistance sur la fonction disciplinaire du conseil et sur l'indépendance des administrateurs aurait du conduire à une adoption croissante de la structure duale, où la séparation entre gestionnaires (membres du directoire) et contrôleurs (membre du comité de surveillance) prévaut par construction (cf. e.g. Cozian, Viandier et Deboissy, 2005, p. 277).

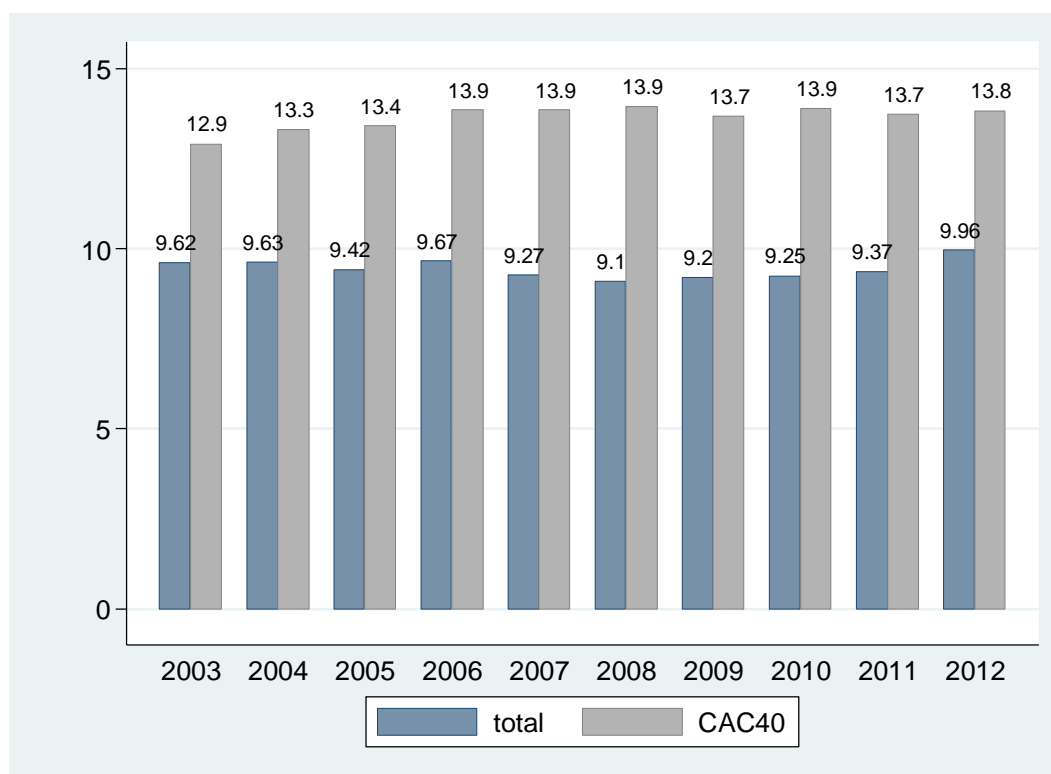
**Figure 1 : Evolution de la structure unitaire (CA)**



La taille des conseils est globalement stable sur l'ensemble de la période (cf. graphique 2), tournant autour de 10 membres. Les sociétés du CAC40 présentent des conseils plus grands, avec une moyenne d'environ 14 membres. Ce chiffre est proche de celui rapporté par l'étude de Heidrick&Struggles (2009), qui avance une taille moyenne de 14,6 pour l'année 2009. Notons par ailleurs que les conseils de surveillance sont en moyenne plus petits que les conseils d'administration, avec une taille moyenne de 8,7 sur la période. Ceci pourrait tenir au fait que, par définition, les conseils de surveillance ne comprennent pas d'*insiders*.<sup>16</sup>

<sup>16</sup> Nous avons pu le vérifier en régressant la taille des conseils sur la présence d'un comité de surveillance (CS), tout en contrôlant pour l'effectif total de l'entreprise. Le coefficient de l'indicatrice CS est négatif et significatif.

**Figure 2 : Evolution de la taille des conseils**



Une analyse économétrique très simple permet de mettre en lumière les facteurs les plus directement liés – sinon les déterminants – de la taille des conseils. Nous avons procédé à une estimation sur données ‘regroupées’ (*pooled*) pour l’ensemble de la période – i.e. qui ne tient pas compte de la structure en panel de données – en régressant la taille sur l’effectif salarié de l’entreprise (en log), une variable indicatrice de l’appartenance au CAC40, une indicatrice de la présence d’un conseil de surveillance, le secteur d’activité (décomposé en 11 postes, avec le commerce comme référence) et une indicatrice de l’année. Le tableau 6 fournit les résultats de cette estimation : les effectifs salariés et l’appartenance au CAC40 sont clairement positivement corrélés à la taille du conseil, tandis qu’une structure duale fait diminuer cette taille, toute chose égale par ailleurs.

**Tableau 6 : Analyse économétrique de la taille et de l'indépendance**

	Taille du conseil		% d'indépendants	
log effectif	0,67 ***	(0,04)	0,01 ***	(0,00)
cac40	2,55 ***	(0,24)	0,06 ***	(0,01)
CS	-1,020 ***	(0,16)	0,04 ***	(0,01)
Indicatrice année	oui		oui	
Indicatrice secteur	oui		oui	
R <sup>2</sup>	0,39		0,07	
Observations	2080		2080	

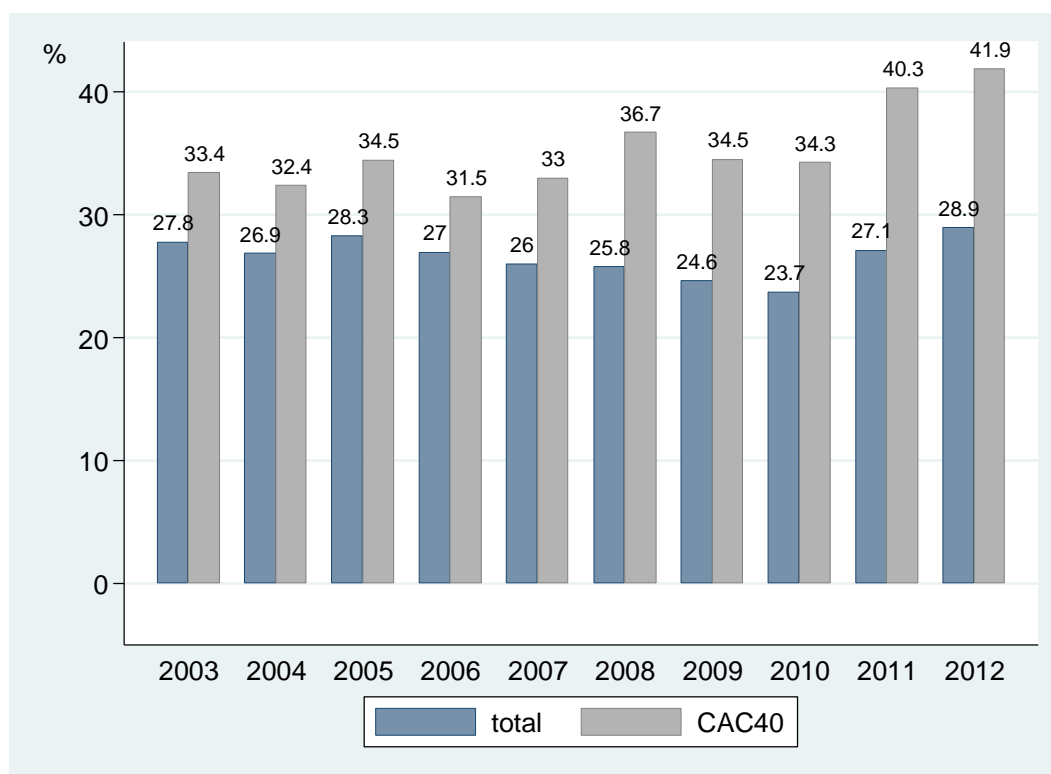
*Les écarts types sont entre parenthèses*

*\*\*\* : significatif au seuil de 1%*

## **2.2. L'indépendance**

Le graphique 3 s'intéresse à l'indépendance des conseils. On retrouve les chiffres mentionnés précédemment (nettement plus faibles, donc, que ceux de l'AMF). En 2011, 27,1% des administrateurs sont indépendants, 40% si l'on se restreint au CAC40. On observe par ailleurs (hors graphique) que la part d'indépendants est plus élevée dans les sociétés à structure duale (31% contre 26% pour les structures unitaires en 2011, par exemple), encore une fois parce qu'aucun membre de la direction (*insiders*) ne peut faire partie du comité de surveillance.

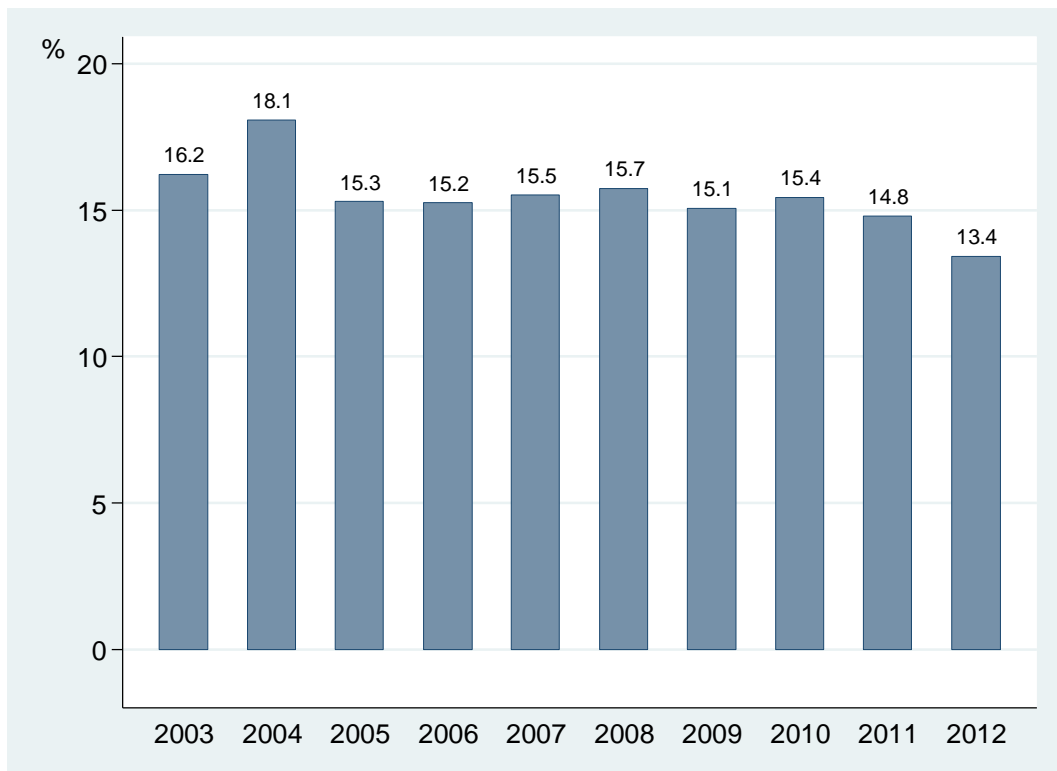
**Figure 3 : Evolution de l'indépendance**



Il est frappant de constater que sur l'ensemble de la période, la progression de la part d'indépendants est très modérée, de 27,8% à 28,9%. L'utilisation de l'échantillon des sociétés pérennes ne modifie en rien ce constat. On est donc bien loin d'une banalisation des « principes de gouvernement d'entreprise » dans les sociétés cotées françaises, pourtant souvent mise en avant. Notons toutefois que les sociétés du CAC40 ont sensiblement accru leur part d'indépendants en 2011 et 2012, ce processus accompagnant peut être la féminisation des conseils (cf. *infra*).

Cette progression très lente s'est faite au détriment des *insiders* (ainsi que le montre le graphique 4 ci-dessous), dont la part passe de 16,2% à 13,4% entre 2003 et 2012. Logiquement, la part d'administrateurs affiliés (non libres mais non directeurs), est constante.

**Figure 4 : Evolution de la part d'insiders**



Comme précédemment, nous avons mené une analyse économétrique simple des déterminants de la proportion d'indépendants, sur données « pooled ». Les variables explicatives sont de nouveau les suivantes : taille de l'entreprise (en log), appartenance au CAC40, structure duale, secteurs d'activité et indicatrices année. Le tableau 6 indique les résultats, qui confirment que l'appartenance au CAC40 et l'existence d'une structure duale font croître la part d'indépendants. En revanche, la taille de l'entreprise n'est pas corrélée avec l'indépendance des conseils.

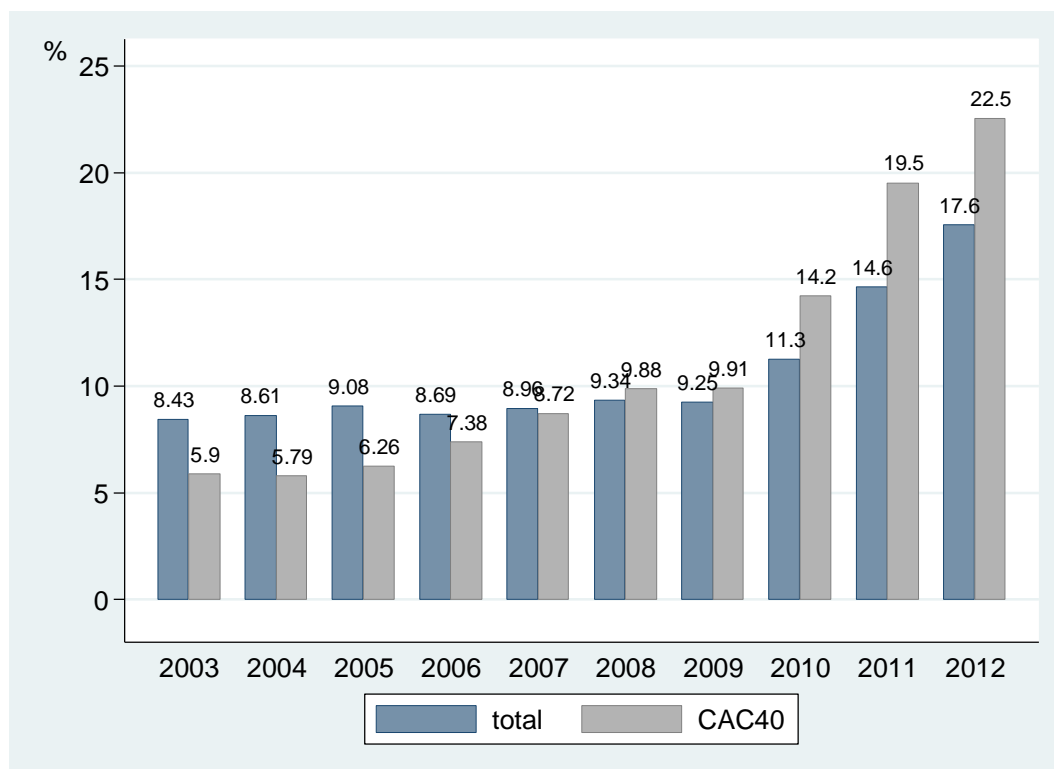
### ***2.3. La diversité au sein des conseils***

Le modèle traditionnel du conseil d'administration française laisse peu de place à la diversité, avec une présence massive d'hommes, de nationalité française et d'âge avancé. Concernant la part des femmes, le graphique 5 montre une évolution très nette, en particulier pour les sociétés du CAC40. En 2009, on comptait 10% de femmes au sein des comités du CAC40, contre 22,5% en 2012, une progression tout à fait spectaculaire sur une période aussi courte. Cette féminisation marquée des conseils est directement liée à l'anticipation, par les



entreprises, d'une réglementation prévoyant l'instauration progressive de quotas de femmes au sein des conseils (d'administration ou de surveillance) des sociétés cotées et publiques. Déposée à l'Assemblée nationale en décembre 2009, la proposition de loi avait été adoptée en première lecture le 20 janvier 2010. La loi a été promulguée un an plus tard, le 27 janvier 2011. En 2014, les conseils devront au moins compter 20% de femmes, le taux de féminisation devant atteindre 40% en 2016. Une loi similaire, passée en Norvège en 2003, a fait l'objet d'une étude (Ahern et Dittmar, 2012), qui montre une relation causale entre cette féminisation des conseils, imposée aux entreprises, et dégradation de la performance comptable. L'interprétation des auteurs est que les entreprises ont tendance à choisir la composition de leur conseil de manière optimale, en fonction des caractéristiques de leur marché et de leur modèle d'affaire. Elles sont ainsi déstabilisées par une réglementation induisant une recomposition forcée des conseils. Nous étudierons ce point dans la partie suivante.

**Figure 5 : Evolution de la part des femmes**

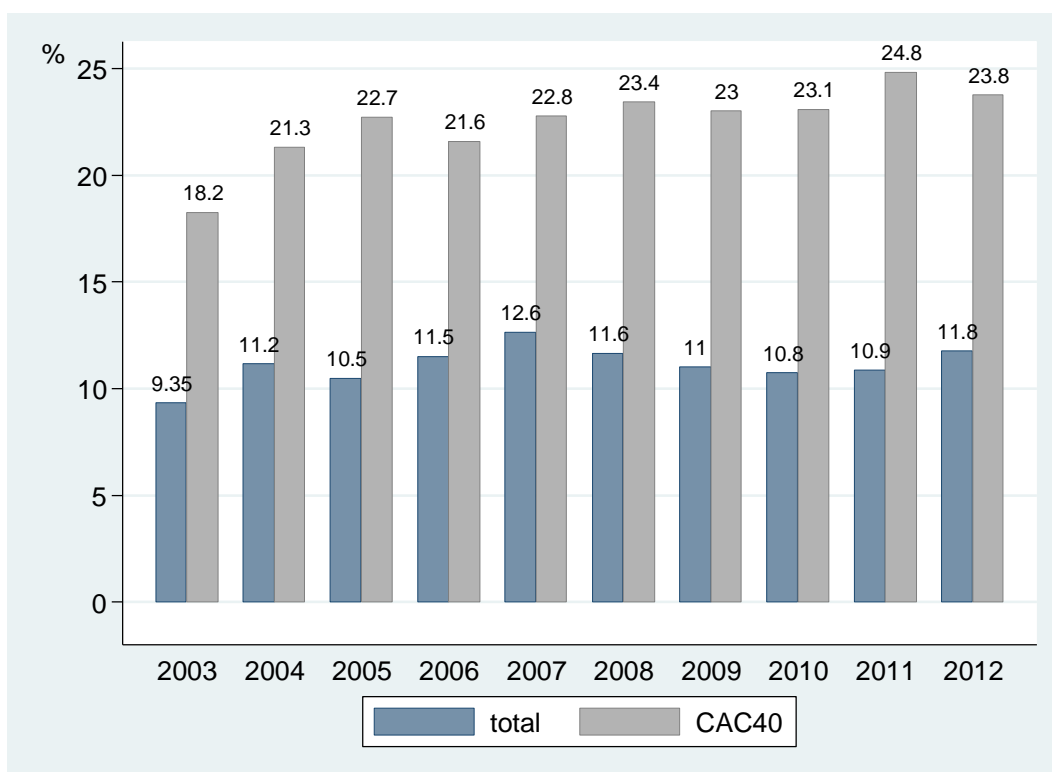


Une estimation économétrique des déterminants de la part de femmes (avec les mêmes variables explicatives que précédemment, plus la part d'indépendants) montre que la

féminisation des conseils est négativement corrélée à la part d'indépendants (résultats disponibles auprès des auteurs).

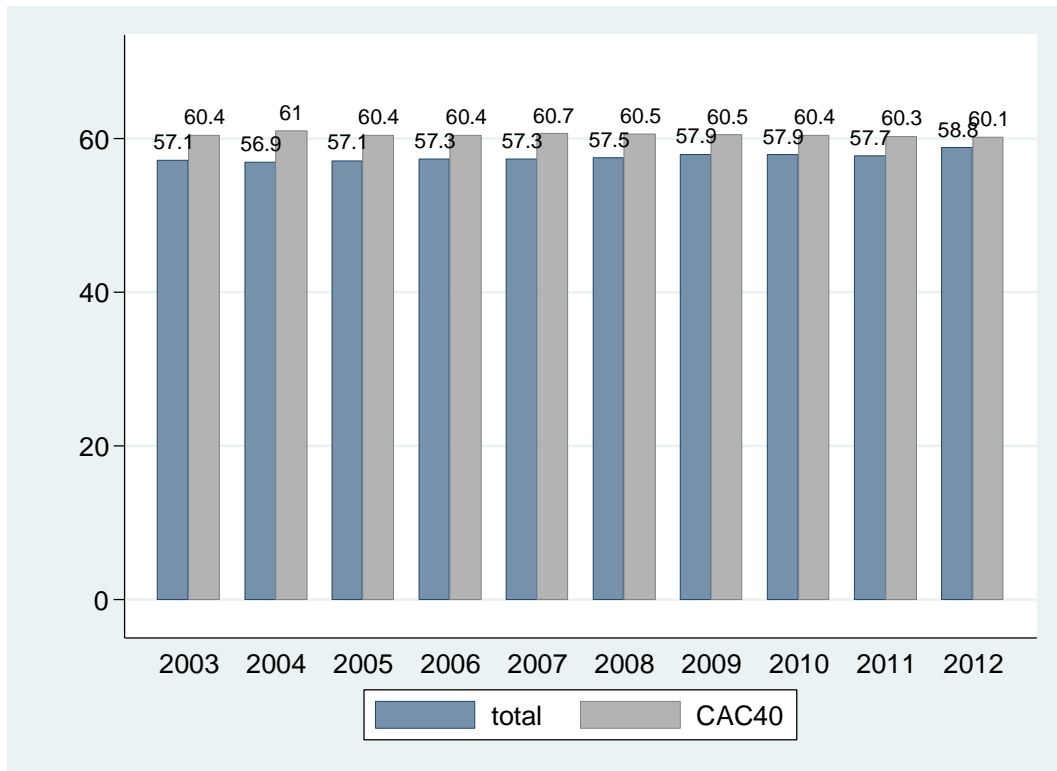
Concernant les administrateurs étrangers, on observe que la CAC40 se démarque de nouveau, avec 23,8% d'extra-nationaux en 2012, contre 11,8% pour l'échantillon total (cf. graphique 6). Ce résultat n'est sans doute pas surprenant, les groupes du CAC40 opérant au niveau mondial.

**Figure 6 : Evolution de la part d'extra-nationaux**



Les informations recueillies sur l'âge moyen des administrateurs, synthétisées dans le graphique 7, montrent que celui-ci se rapproche des 60 ans. Ce chiffre est stable sur la période, avec même un léger vieillissement des conseils, de l'ordre d'un an. De manière peut-être plus frappante encore, en 2012 1,5% des administrateurs du CAC40 ont 40 ans ou moins.

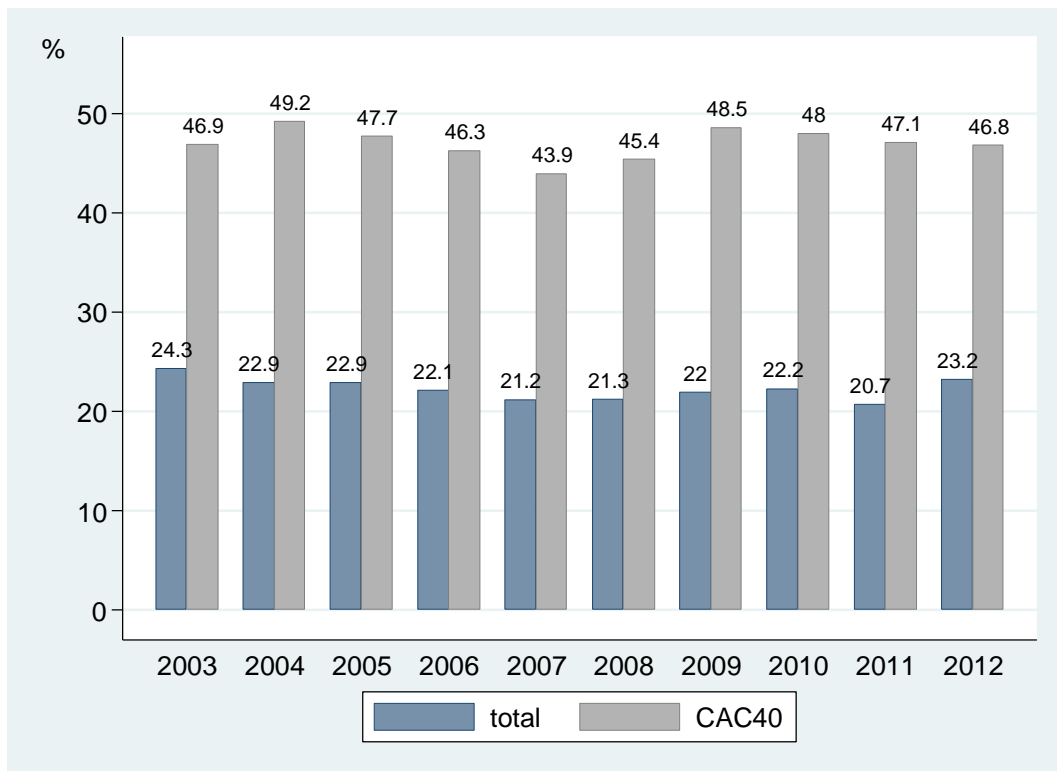
**Figure 7 : Evolution de l'âge moyen des conseils**



#### **2.4. Le cumul de mandats**

La base de données Proxinvest permet de mesurer l'intensité du cumul de mandats d'administrateurs. Sur le graphique 8, on observe ainsi qu'en 2012, les grandes sociétés cotées ont en moyenne pratiquement 23% de leurs administrateurs disposant d'au moins un mandat dans d'autres sociétés (de notre échantillon). Sans surprise, une nouvelle fois, le CAC40 se démarque, avec des administrateurs très 'cumulards' ou connectés : ce sont environ la moitié des administrateurs du CAC qui disposent de mandats dans d'autres sociétés.

**Figure 8 : Pourcentage d'administrateurs avec au moins un mandat à l'extérieur**



## **Partie III: Composition des conseils et performance : analyse économétrique**

Cette partie propose une analyse économétrique cherchant à mettre en évidence des relations statistiques entre composition du conseil d'une part et performance des entreprises d'autre part. Nous donnerons le plus possible une interprétation causale à ces relations – la causalité allant de la composition vers la performance – et vérifierons par plusieurs moyens l'exactitude de cette interprétation. Par ailleurs, nous aurons une vision large de la performance, à la fois financière (1) mais également non financière (2). Dans ce dernier cas, nous nous intéresserons à l'influence de la composition des conseils d'administration sur la performance sociétale et environnementale des entreprises, telle que mesurée par l'agence de notation extra-financière Vigeo.

### **1. Composition des conseils et performance financière**

#### ***1.1. Stratégie empirique***

Les données financières, issues à la fois des bilans et des comptes de résultat des entreprises, sont empruntées à la base InFinancials. Les données 2012 ne sont pas encore disponibles (et ne le seront pas avant le début de l'année 2013). Les régressions suivantes portent donc sur la période 2003-2011, soit un total de 2241 observations. La base InFinancials nous fournit en particulier deux indicateurs standards de performance 'comptable', l'un de rentabilité « économique » et l'autre de rentabilité « financière ».

La rentabilité économique (ou *Return On Asset*, ROA) mesure la capacité de l'entreprise à dégager du profit pour l'ensemble de ses apporteurs de fonds (actionnaires et créanciers). Elle se définit comme le rapport du résultat (profit) hors intérêt de la dette à la valeur comptable des fonds propres et des dettes. Cet indicateur mesure bien la performance opérationnelle de l'entreprise (sa capacité à générer du revenu à partir de ses actifs) ; comme tel, il ne prend pas en compte l'effet de levier – c'est-à-dire que la performance ainsi mesurée n'est pas affectée par la politique financière de la société. Une rentabilité économique de 3,5% (ce qui correspond à la moyenne sur notre échantillon pour la période 2003-2011)

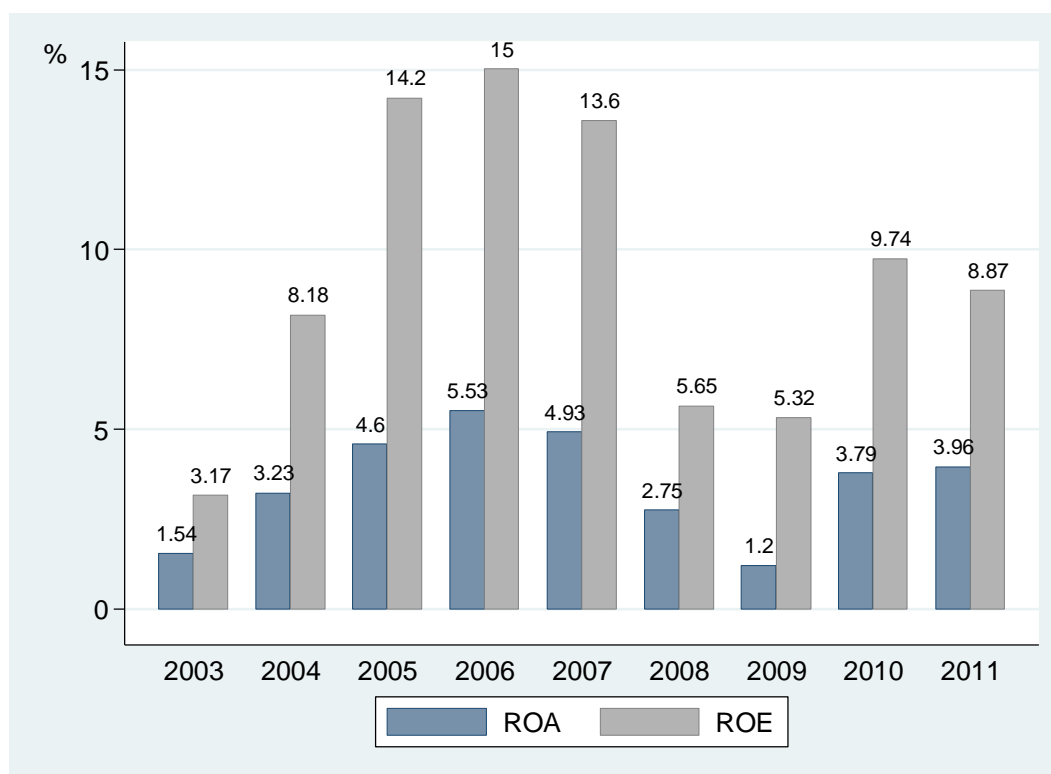
indique que l'entreprise est capable de générer sur l'année 0,35€ de profit pour un investissement total, en dette et fonds propres, de 10€.

La rentabilité financière (*Return On Equity*, ROE), contrairement à la précédente, ne mesure la rentabilité que du seul point de vue des actionnaires : elle se définit comme le rapport du résultat net (le profit une fois rémunéré les créanciers) aux fonds propres en valeur comptable. Une rentabilité financière de 9,3% (la moyenne sur la période considérée) indique que la société génère annuellement un profit de près de un euro pour un investissement des apporteurs de fonds propres de 10€. Cette mesure de la rentabilité est, par définition, sensible à la politique financière de l'entreprise – ainsi que le montre la décomposition suivante :

$$ROE = ROA + (ROA - i) \cdot (D / FP)$$

avec  $i$  le taux d'intérêt moyen payé sur les dettes et  $D/FP$  le levier financier. Plus celui-ci est élevé, plus l'entreprise est endettée relativement à l'apport des actionnaires. Cette équation montre que l'accroissement de la rentabilité financière peut emprunter deux voies. D'une part, l'augmentation de la rentabilité économique. D'autre part, et dès lors que cette rentabilité économique est supérieure au coût des dettes, une simple hausse du levier financier accroîtra de manière automatique la rentabilité financière. Ce recours au levier financier par les grandes entreprises françaises explique l'écart positif entre le ROE et le ROA sur la décennie 2000 (Guy et du Tertre, 2009) – que le graphique 9 permet d'apprécier. L'effet de la crise des *subprimes* est particulièrement net, avec un effondrement des taux de rentabilité des entreprises en 2008 et 2009. Cette évolution marquée rend nécessaire de bien contrôler des effets conjoncturels globaux lorsque nous chercherons à expliquer la dynamique de la performance individuelle des sociétés.

**Figure 9 : Evolution de la rentabilité**



Notre analyse aura également recours à une mesure de marché, et non pas comptable, de la performance, telle qu'anticipée par les investisseurs. De manière standard, nous utiliserons le « Q de Tobin », qui se définit comme la valeur boursière de la firme rapportée à la valeur comptable de remplacement du capital fixe (ou valeur comptable des actifs). Cette mesure de la performance est parfois considérée comme reflétant la capacité de l'entreprise à dégager du profit à long terme. Nous considérerons plutôt qu'il s'agit d'une mesure '*forward looking*', reflétant les anticipations des investisseurs sur le marché boursier. Notons que contrairement au ROA et ROE, qui proviennent de la base InFinancials, le Q de Tobin nous a été directement fourni par la base Proxinvest.

Dans nos régressions économétriques, nous éliminons les valeurs extrêmes de la rentabilité économique et financière, soit les premier (P1) et dernier (P99) percentiles de la distribution. Ceci évite que nos estimations ne soient biaisées par quelques observations s'écartant trop de la norme. Concernant le Q de Tobin, nous avons également éliminé le percentile le plus élevé (P99) (mais pas le plus faible, cet indicateur étant strictement positif,

contrairement au ROA et au ROE). Par ailleurs, le Q de Tobin sera transformé en logarithme pour davantage lisser les valeurs extrêmes.

Dans un premier temps, nous estimons le modèle suivant :

$$y_{it} = X_{it} \alpha + Z_{it} \beta + \mu_t + \varepsilon_{it}, \quad t = 2003, \dots, 2011$$

Dans cette équation,  $y_{it}$  est la variable de performance (ROA, ROE ou Q de Tobin de l'entreprise  $i$  l'année  $t$ ),  $X_{it}$  un vecteur de variables de contrôle se rapportant à la structure du conseil d'administration ou de surveillance,  $Z_{it}$  un vecteur de contrôles se rapportant à l'entreprise (dont le secteur),  $\mu_t$  une indicatrice année (permettant de prendre en compte les effets conjoncturels) et  $\varepsilon_{it}$  un terme d'erreur. Les coefficients sont estimés par la méthode des moindres carrés ; les écarts types sont corrigés de manière à prendre en compte la structure en panel des observations (les résidus pouvant alors être corrélés entre les entreprises). Ce modèle a pour principale faiblesse d'ignorer les biais liés à l'existence d'une hétérogénéité non observée (problème de variable omise). De manière classique, ce biais est corrigé en introduisant dans l'équation précédente un effet fixe  $\eta_i$  :

$$y_{it} = X_{it} \alpha + Z_{it} \beta + \eta_i + \mu_t + \varepsilon_{it}, \quad t = 2003, \dots, 2011$$

Cet effet fixe permet de prendre en compte l'hétérogénéité inobservée liée à des facteurs fixes, c'est-à-dire non variables dans le temps (par exemple la compétence intrinsèque du dirigeant). Les coefficients sont alors estimés par le biais des *variations* d'une année sur l'autre, pour chaque entreprise, des variables explicatives et expliquées considérées : ainsi, l'impact de l'indépendance sur la performance est estimé sur les entreprises qui font varier leur taux d'indépendants, tout en contrôlant de la variation des autres facteurs susceptibles de se modifier dans le temps. En revanche, l'hétérogénéité inobservée variable dans le temps n'est pas prise en compte, tandis que les facteurs invariants (en particulier le secteur d'activité) sont écartés de l'estimation.

Les variables de contrôle relevant de la composition du conseil sont les suivantes :

- La taille du conseil (membres votants seulement), passée en logarithme
- Une indicatrice prenant la valeur 1 si les fonctions de président du conseil et de directeur général sont séparées, 0 sinon
- Le pourcentage d'administrateurs exécutifs (*insider*) (le pourcentage d'administrateurs non indépendants et non exécutifs, les '*greys*', est pris comme référence).
- Le pourcentage de femmes



- Le pourcentage d'administrateurs étrangers
- Le pourcentage d'administrateurs de moins de 40 ans, et le pourcentage d'administrateurs de plus de 60 ans (la référence est alors le pourcentage d'administrateurs de 40 à 60 ans)
- Le pourcentage d'administrateurs ayant au moins un autre mandat d'administrateur dans une société de notre échantillon

Indépendamment du conseil d'administration, nous retenons également les variables de contrôle suivantes (base InFinancials):

- L'effectif salarié total (en logarithme)
- Le levier financier (qui est notamment un déterminant important de la rentabilité financière). Les valeurs extrêmes (P1 et P99) sont éliminées
- Le ratio des dépenses de Recherche et Développement au total des ventes, qui mesure les efforts consentis en matière d'innovation
- L'appartenance au CAC40
- Le secteur d'activité, en 12 postes : agroalimentaire, énergie et matériaux de base, industrie lourde, industrie légère, construction, commerce, finance et immobilier, informatique, media et télécommunication, santé, services aux entreprises et aux particuliers et transports

Le tableau 7 ci-dessous présente les statistiques descriptives de ces différentes variables. Remarquons qu'un certain nombre d'observations, portant notamment sur la rentabilité économique et financière, sont manquantes. De fait, la base InFinancial, à l'heure où nous écrivons ce rapport (été 2012), est encore incomplète pour l'année 2011. Sur 304 sociétés présentes en 2011, 107 n'ont pas de rentabilité renseignée. Nous vérifierons dans la partie suivante que ceci ne perturbe pas nos estimations.

**Tableau 7 : Statistiques descriptives des variables de contrôle**

Variabiles	Observations	Moyenne	Ecart type	Min	Max
ROA	1994	0.035	0.068	-0.308	0.352
ROE	1994	0.093	0.222	-1.661	2.053
Q de Tobin	2033	3.968	11.989	0	100
effectif	2082	25674.96	56860.69	0	479072
levier	1995	0.873	1.038	-0.943	9.643
R&D/ventes	2027	0.082	1.225	0	46.178

Si le modèle à effets fixes traite correctement de la question de l'hétérogénéité non observée stable dans le temps, il butte en revanche sur le problème de la dynamique endogène des variables de performance et de composition du conseil. De fait, il est possible, et même très probable, que la composition et la performance d'une société l'année  $t$  soit endogène, en tant qu'elles dépendent de l'histoire passée de l'entreprise. Dit autrement, s'il existe des effets de persistance, par lesquels la performance en  $t-1$  ou  $t-2$  affecterait la performance en  $t$ , les variables 'explicatives' utilisées dans le modèle à effets fixes ne pourraient plus être considérées comme exogènes – et les estimateurs usuels seraient biaisés (Wintoki, Linck et Netter, 2012).

Pour apprécier l'ampleur de ce phénomène de persistance dynamique, nous proposons d'estimer le modèle suivant :

$$y_{it} = \sum_{p=1..n} \alpha_p y_{it-p} + Z_{it}\beta + \mu_t + \varepsilon_{it}, \quad t = 2003, \dots, 2011$$

La performance de l'entreprise  $i$  au temps  $t$  est donc régressée sur l'ensemble de nos contrôle en  $t$  ainsi que sur ses valeurs retardées, avec  $n$  le nombre de retards inclus. Ainsi, si  $n=1$ , la performance de 2007 est régressée sur celle de 2006. A titre exemple, si on s'intéresse à la rentabilité financière et que l'on choisit  $n=3$ , alors on obtient des coefficients positifs et significatifs pour les deux premiers retards, et non significatif pour le troisième retard<sup>17</sup>. Une même dynamique endogène est à l'œuvre pour le ROA ou le Q de Tobin.

La correction des problèmes d'hétérogénéité non observée et de dynamique endogène requiert l'estimation d'un modèle GMM. La méthode des GMM d'Arellano et Bond (1991) a été utilisée pour estimer des modèles dynamiques sur données de panel. L'estimateur GMM

<sup>17</sup> Le coefficient associé au premier retard est égal 0,218 avec un écart-type de 0,064. Pour le second retard, on obtient un coefficient de 0,193 avec un écart-type de 0,048. Pour le troisième retard, le coefficient tombe à 0,033.

est exprimé en différence première et consiste à obtenir des estimateurs convergents. Le modèle en différence première s'écrit :

$$\Delta y_{it} = \sum_{p=1, \dots, n} \alpha_p \Delta y_{it-p} + \Delta Z_{it} \beta + \Delta \varepsilon_{it}, \quad t = 2003, \dots, 2011$$

Cette méthode utilise comme instruments les niveaux des variables retardées de la variable endogène ainsi que des autres variables explicatives. En effet, la détermination simultanée de certaines variables, tels qu'ici les mesures de performance et la composition du Conseil d'Administration, par des facteurs non observés, peut entraîner une corrélation entre les valeurs courantes des variables explicatives et les différences premières des erreurs. Cependant, pour prendre en compte l'ensemble des sources partielles de biais énumérées précédemment, nous avons préféré appliquer dans notre étude la spécification économétrique développée par Blundell et Bond (1998), qui repose sur la méthode dite du *Système GMM*<sup>18</sup>. Cette approche instrumentalise les variables indépendantes avec leurs différences retardées et avec leurs niveaux retardés. Plus précisément, le Système GMM consiste à combiner pour chaque période l'équation en différences premières avec celle en niveaux. Nous considérons ici respectivement pour les équations en niveau et en différence au plus deux et trois retards, c'est-à-dire que les variables explicatives du modèle sont supposées prédéterminées et instrumentées par leurs retards d'au plus deux et trois périodes. Les caractéristiques passées de l'entreprise sont donc utilisées ici comme instruments.

Il conviendra donc de considérer la validité des instruments, qui doit s'apprécier sous deux angles. Tout d'abord, les instruments utilisés ne doivent pas être corrélés avec les termes d'erreurs (tests d'autocorrélation au premier et deuxième ordre). Puis, la condition d'exogénéité des instruments (variables retardées) pourra être vérifiée au moyen du test d'Hansen<sup>19</sup>.

---

<sup>18</sup> Les estimations ont été effectuées à l'aide du logiciel Stata 10 à partir de la commande Xtabond2 développée par Roodman (2006).

<sup>19</sup> Le test de Hansen est reporté plutôt que celui de Sargan car les écarts-types sont robustes et corrigés de l'hétéroscédasticité.

## 1.2. Résultats

Le tableau 8 présente les résultats des estimations par les moindres carrés, puis avec effets fixes, pour nos trois variables de performance. Seuls les coefficients associés aux variables de structure du conseil sont présentés.

**Tableau 8 : Performance et composition du conseil**  
Estimations MCO et avec effets fixes

	(1) ROA	(2) ROA	(3) ROE	(4) ROE	(5) logQ	(6) logQ
% indépendants	-0.035** (0.014)	-0.017* (0.010)	-0.089** (0.039)	-0.105*** (0.032)	-0.176 (0.159)	-0.068 (0.142)
% insiders	0.004 (0.015)	-0.002 (0.018)	-0.015 (0.036)	-0.027 (0.061)	0.035 (0.208)	-0.058 (0.221)
Taille du conseil	0.009 (0.007)	-0.022*** (0.008)	-0.003 (0.016)	-0.062** (0.030)	-0.034 (0.074)	-0.099 (0.119)
Séparation	0.007 (0.005)	-0.000 (0.004)	0.003 (0.013)	-0.001 (0.014)	-0.008 (0.054)	0.051 (0.048)
% femmes	0.045** (0.019)	0.010 (0.022)	0.062 (0.044)	0.057 (0.074)	0.250 (0.178)	0.127 (0.268)
% étrangers	-0.034** (0.014)	-0.051** (0.024)	-0.091** (0.044)	-0.111 (0.074)	-0.404** (0.162)	-0.178 (0.223)
% cumulards	0.016 (0.013)	0.014 (0.012)	0.001 (0.031)	0.067 (0.049)	0.058 (0.210)	0.039 (0.156)
% de moins de 40 ans	0.042 (0.027)	0.017 (0.023)	0.073 (0.067)	0.021 (0.082)	0.361 (0.254)	-0.201 (0.268)
% de plus de 60 ans	-0.011 (0.011)	-0.005 (0.010)	-0.058** (0.028)	-0.033 (0.035)	-0.260** (0.118)	-0.133 (0.147)
Observations	1,929	1,929	1,937	1,937	1,813	1,813
R <sup>2</sup>	0.195	0.125	0.145	0.154	0.258	0.294
effets fixes	non	oui	Non	oui	non	Oui

*Notes* : (1) Chaque colonne présente les résultats d'une régression distincte, où la variable dépendante est notée en tête de colonne. (2) Outre les variables indiquées en ligne, chaque régression contrôle des variables suivantes : effectif de l'entreprise, levier financier, ratio R&D sur total des ventes, secteur d'activité (12 positions) et appartenance au CAC40. (3) Dans les estimations avec effets fixes, les deux derniers contrôles, invariants, disparaissent. (4) Une indicatrice année est systématiquement introduite. (5) Ecart types corrigés entre parenthèse. (6) \*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1.

Le premier commentaire qu'impose ce tableau est l'insensibilité du Q de Tobin à la composition du conseil. Une fois introduits les effets fixes, qui éliminent les déterminants potentiels inobservés mais stables dans le temps, aucune corrélation conditionnelle n'apparaît

entre cette mesure de la performance et nos variables explicatives. La proportion d'administrateurs de plus de 60 ans et d'étrangers, qui pesait seule de manière significative et négative sur la performance dans la régression (5), ne résiste pas à l'introduction d'effets fixes. Ce résultat suggère que les investisseurs financiers, lorsqu'ils anticipent la performance à long terme des entreprises, font peu de cas de la composition du conseil ; celle-ci ne leur apparaît pas, *in fine*, de nature à peser de manière significative sur la capacité future de l'entreprise à dégager des flux de profit.

Concernant la performance comptable, mesurée par la rentabilité économique (ROA) ou financière (ROE), les résultats sont sensiblement différents : la structure du conseil est statistiquement corrélée à ces deux indicateurs. Cette différence n'est pas liée à l'échantillonnage : les résultats obtenus pour le ROE ou le ROA tiennent lorsque les régressions sont effectuées sur l'échantillon, plus étroit (1814 observations contre 1941 et 1933), utilisé pour le Q de Tobin. Pour le ROA comme pour le ROE, la proportion de femmes est positivement corrélée à la performance en l'absence d'effets fixes, mais cet effet disparaît avec effets fixes. Contrairement à ce qui s'est produit dans le cas norvégien (cf. Ahern et Dittmar, 2012), la féminisation (réglementée) des conseils ne semble donc pas s'être traduite par une détérioration de la performance des entreprises. Les corrélations dégagées entre pourcentage d'indépendants et performance sont plus robustes : la part d'administrateurs indépendants est négativement liée aux deux types de performance, avec et sans effets fixes. On notera que l'effet sur le ROA est un peu moins marqué, avec une corrélation conditionnelle estimée un peu plus faible (en valeur absolue) ainsi qu'un peu moins significative (au seuil de 10%) que dans le cas du ROE. Néanmoins, l'effet de l'indépendance sur les deux indicateurs de performance est très robuste à la technique d'estimation utilisée, comme nous le confirmerons par la suite.

Un autre enseignement de ces régressions est que la part d'étrangers dans le conseil apparaît négativement liée à la performance économique, avec et sans effets fixes. Quoique ce résultat apparaisse cohérent avec celui obtenu sur données nord-américaines (Masulis, Wang, et Xie, 2012), nous verrons plus bas qu'il apparaît moins robuste dans le cas français, au sens où il est sensible à la technique d'estimation utilisée. La taille du conseil joue également de manière négative et significative sur la performance, ROE ou ROA. L'estimation par les MCO ne permet pas d'observer cet effet, qui n'apparaît qu'une fois corrigée de l'hétérogénéité non observée. On retrouve ici un résultat classique de la littérature sur données

nord-américaines, coutumière de cet effet négatif de la taille sur la performance (l'interprétation usuelle de ce résultat soulignant les problèmes de coordination et de communication induits par des structures collégiales hypertrophiées); nous verrons néanmoins que, à l'instar de la présence d'administrateurs étrangers, l'impact de la taille du conseil n'est pas robuste à la technique d'estimation utilisée. Enfin, la structure par âge du conseil joue de manière équivalente qu'avec le Q de Tobin : un effet négatif sur le ROE *via* les MCO (régression 1), qui disparaît une fois les effets fixes introduits. La séparation des fonctions de direction exécutive et de présidence du conseil, la part d'administrateurs de moins de 40 ans et la proportion de membres disposant de mandats dans d'autres entreprises de l'échantillon n'ont aucun effet sur la performance, qu'elle que soit la manière dont celle-ci est mesurée.

Au total, le résultat le plus marquant de nos régressions est l'effet significativement négatif de la part d'indépendants sur la performance comptable « statique » de l'entreprise (telle que mesurée par le ROE et le ROA), effet qui néanmoins ne se manifeste pas sur la valeur de l'entreprise évaluée par les acteurs du marché (telle que mesurée par le Q de Tobin). Une explication possible de cette différence pourrait tenir à la définition même du Q de Tobin. Cet indicateur de performance est égal à la somme pondérée des performances futures anticipées, celles-ci étant pondérées de manière décroissante dans le temps par le jeu de l'actualisation. Cet indicateur est donc relativement peu sensible à des éléments qui pourraient être considérés comme de court terme par les acteurs de marché.

L'effet négatif de l'indépendance du conseil sur la performance comptable et financière de l'entreprise est suffisamment marquant pour qu'il vaille la peine de tester sa robustesse dans plusieurs dimensions. Nous avons ainsi procédé aux vérifications suivantes, qui n'altèrent pas la nature de nos résultats (l'ensemble des résultats est disponible auprès des auteurs) :

- Les résultats sont robustes à un changement d'échantillon, soit que nous utilisions le seul groupe des sociétés appartenant chaque année au SBF250, soit que nous nous restreignons aux entreprises 'pérennes', suivies au moins 5 ans. De même, la suppression de l'année 2011, pour laquelle un tiers environ des sociétés n'ont pas de rentabilité renseignée, ne modifie pas nos résultats.
- Certaines de nos variables de contrôle (levier, R&D/ventes et effectif) sont manquantes pour un certain nombre d'observations – qui sont donc perdues dans les

estimations. Par exemple, le levier financier n'est renseigné que pour 1995 observations sur 2241 observations. Pour évaluer si ce phénomène d'attrition pèse sur nos résultats, nous avons procédé de la manière suivante : pour chacune des trois variables de contrôle précédentes, la valeur 0 est imputée aux valeurs manquantes, tandis qu'une indicatrice est construite, égale à 1 si la valeur était précédemment manquante, 0 sinon. Cette indicatrice est alors introduite dans les régressions. Les résultats sont similaires à ceux obtenus sans correction de l'attrition.

- La crise des *subprimes* a lourdement pesé sur les comptes de résultats des sociétés cotées. Comme le montre le graphique 9, les performances économiques et financières s'écroulent en 2008 et 2009, avant de se redresser en 2010. Le caractère heurté de ces évolutions est susceptible d'influencer nos estimations, en dépit du fait que nous avons introduit une indicatrice année dans nos régressions. Afin de vérifier ce point, nous avons subdivisé l'échantillon en deux sous-période, 2003-2007 et 2008-2011, puis nous avons procédé aux mêmes régressions que précédemment sur chacune de ces sous périodes. Les résultats sont qualitativement similaires, même si l'accroissement des écarts types fait baisser la significativité statistiques des coefficients.
- Nous avons cherché à savoir si nos résultats sur l'indépendance pouvaient être tirés par certaines entreprises, qui auraient connu des sauts importants en matière d'indépendance concomitants à des mouvements marqués de la performance – sans que la causalité ne soit vraiment établie. Pour contrôler de ce biais, nous avons retiré de l'échantillon les observations correspondant aux deux percentiles les plus extrêmes (P99 et P1) en matière de taux d'évolution de la part d'indépendant. Ceci correspond à un taux supérieur à 0,5 points de pourcentage (en valeur absolue) : par exemple, un passage d'une année sur l'autre de 50% d'indépendants à 100% ou 0%. L'effet négatif de l'indépendance sur le ROE et le ROA, avec et sans effets fixes, se maintient – à un niveau de significativité équivalent.
- Enfin, l'introduction de variables de contrôle supplémentaires, par exemple le Q de Tobin – considéré alors comme un indicateur des perspectives de croissance de la firme – ne modifie pas nos résultats.

Le lien que nous obtenons entre indépendance et performance des entreprises apparaît cohérent avec un certain nombre d'études sur données nord-américaines, dont certaines trouvent une corrélation conditionnelle faiblement mais significativement négative entre proportion d'administrateurs indépendants et performance comptable (voir la revue de

littérature de Bhagat et Black, 1999, sur le sujet). Une interprétation classique de ce résultat est qu'il s'agit en réalité d'un problème de causalité inverse : les entreprises peu performantes seraient amenées à accroître leur part d'administrateurs indépendants de manière à rassurer les investisseurs. Dans ces conditions, quoiqu'il soit fort logique que les régressions exhibent une corrélation négative entre les deux dimensions, l'interprétation de celle-ci en termes de causalité négative allant de l'indépendance vers la performance serait fallacieuse. A notre connaissance, cette causalité inverse n'a jamais été testée sur données françaises. Les contextes institutionnels et les modèles de gouvernance divergeant profondément entre les deux pays, il n'est pas du tout certain que les directions des sociétés cotées françaises aient pour habitude de réagir à une dégradation de leur performance par un accroissement de la proportion d'administrateurs indépendants. Pour évaluer cet effet, nous avons effectué une série de régressions où la variable dépendante est la part d'administrateurs indépendants. Plus précisément, nous testons les modèles suivants (Wintoki, Linck et Netter, 2012) :

$$x_{it} = \alpha x_{it-1} + \alpha' Rentab_{it-1} + Z_{it-1}\beta + \mu_t + \varepsilon_{it}, \quad t = 2003, \dots, 2011$$

$$\text{et } \Delta x_{it} = \alpha x_{it-1} + \alpha' Rentab_{it-1} + Z_{it-1}\beta + \mu_t + \varepsilon_{it}, \quad t = 2003, \dots, 2011$$

avec  $x_{it}$  la part d'indépendants dans la firme  $i$  à la période  $t$ ,  $\Delta x_{it}$  la variation de  $x_i$  entre  $t-1$  et  $t$ ,  $Rentab_{it-1}$  un indicateur de rentabilité en  $t-1$  (soit le ROA – colonne 1 et 2 ci-dessous – soit le ROE – colonne 3 et 4),  $Z_{it-1}$  un ensemble de contrôles se rapportant à l'entreprise au temps  $t-1$  (à savoir le levier, l'effectif en log, le ratio de la R&D sur le total des ventes, l'appartenance au CAC40 et le secteur d'activité en 12 positions). Un coefficient estimé  $\alpha'$  négatif irait dans le sens d'une causalité inverse, où une faible rentabilité en  $t-1$  se traduirait par une croissance de la part d'indépendants. Il est ici crucial de contrôler pour la valeur retardée de l'indépendance  $x_{it-1}$ . De fait, nous savons qu'à la période  $t-1$ , il existe une corrélation conditionnelle négative entre rentabilité et indépendance. Il est également fort probable qu'il existe une dépendance temporelle de l'indépendance (c'est-à-dire un lien statistique entre ses valeurs en  $t-1$  et  $t$ ). L'absence d'un contrôle pour la valeur retardée de l'indépendance pourrait ainsi conduire à imputer à la performance en  $t-1$  un simple effet de l'indépendance en  $t-1$  sur l'indépendance en  $t$ . La présence de ce terme de retard invite à ne pas considérer un modèle à effets fixes, qui produirait des estimations biaisées.

Le tableau 9 ci-dessous indique les résultats de ces régressions. La présence de dépendance ou dynamique temporelle est largement confirmée. Ainsi, une part élevée d'indépendant en  $t-1$  est très fortement positivement corrélée avec une part élevée en  $t$  et négativement corrélée à la croissance de cette part entre  $t-1$  et  $t$  (puisque une entreprise déjà



bien dotée en administrateurs indépendants aura peu de chance de voir sa part d'indépendants croître fortement). Concernant la possibilité d'une causalité inverse, qui nous intéresse au premier chef ici, le tableau 9 répond par la négative – contrairement au résultat mis en avant par Wintoki, Linck et Netter (2012). Quel que soit le modèle considéré, le coefficient associé à la performance retardée n'est pas statistiquement significatif. Ainsi, dans le cas français, il ne semble pas qu'une performance dégradée pousse les entreprises à accroître l'indépendance de leur conseil de manière à rassurer les investisseurs.

**Tableau 9 : Composition du conseil et performance retardée**

	(1)	(2)	(3)	(4)
	%indep	$\Delta$ %indep	%indep	$\Delta$ %indep
%indep <sub>t-1</sub>	0.808*** (0.017)	-0.192*** (0.017)	0.812*** (0.017)	-0.188*** (0.017)
ROA <sub>t-1</sub>	0.005 (0.057)	0.005 (0.057)		
ROE <sub>t-1</sub>			0.007 (0.020)	0.007 (0.020)
Observations	1,668	1,668	1,675	1,675
R <sup>2</sup>	0.680	0.115	0.680	0.112
effets fixes	non	non	non	non

*Notes :* (1) Chaque colonne présente les résultats d'une régression distincte, où la variable dépendante est notée en tête de colonne. (2) Outre les variables indiquées en ligne, chaque régression contrôle des variables suivantes en *t-1* : effectif de l'entreprise, levier financier, ratio R&D sur total des ventes, appartenance au CAC40 et secteur d'activité (3) Une indicatrice année est systématiquement introduite. (4) Ecart types corrigés entre parenthèse. (6) \*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1.

Pour résumer, nous avons pu mettre en évidence un effet négatif de la part d'indépendants sur la performance économique (ROA) et plus encore sur la performance financière (ROE). Cet effet n'est pas dû à une causalité inverse allant de la performance vers l'indépendance.

Afin d'évaluer la robustesse de ce résultat, nous estimons les mêmes relations à l'aide d'un modèle GMM, qui prend en compte à la fois l'hétérogénéité inobservée et la dynamique temporelle de la performance et de l'indépendance. Les résultats apparaissent dans le tableau 9, et confirment largement l'analyse précédente. Nous constatons par ailleurs que les

différents tests réalisés sont concluants pour la spécification retenue. D'une part, le test de suridentification de Hansen<sup>20</sup> ne permet pas de rejeter l'hypothèse de validité des variables retardées en niveau et en différence comme instruments. D'autre part, les tests AR1 et AR2 d'Arellano et Bond (1991) confirment l'auto-corrélation des résidus de premier ordre et l'absence d'auto-corrélation d'ordre deux dans les erreurs de l'équation en différences premières<sup>21</sup>. Enfin, le niveau de significativité et la valeur des coefficients de la variable retardée de performance confirment la nécessité d'une spécification dynamique.

---

<sup>20</sup> Pour le test d'Hansen, la statistique reportée suit une loi du *Chi2* pour l'hypothèse nulle de validité des instruments utilisés.

<sup>21</sup> Pour les deux tests d'autocorrélation, l'hypothèse nulle est respectivement l'absence d'autocorrélation de premier ordre des erreurs de l'équation en différence, noté AR(1) et l'absence d'autocorrélation de second ordre des erreurs de l'équation en différence, noté AR(2). Si les termes d'erreurs ne sont pas corrélés, nous devrions observer la présence significative d'une autocorrélation du premier ordre des résidus et rejeter la présence d'une autocorrélation du second ordre. Il est alors possible de conclure que les résidus sont non corrélés et que la condition sur les moments est correctement spécifiée.

**Tableau 10 : Structure du conseil et performance**  
**Modèle dynamique avec effets fixes (GMM)**

	(1) <b>ROA</b>	(2) <b>ROE</b>	(3) <b>logQ</b>
% indépendants	-0.050** (0.022)	-0.202*** (0.057)	-0.411 (0.271)
% insiders	-0.030 (0.022)	-0.166** (0.073)	-0.159 (0.379)
Taille du conseil	0.001 (0.010)	-0.053 (0.041)	-0.177 (0.140)
Séparation	0.006 (0.006)	-0.011 (0.028)	-0.150* (0.091)
% femmes	0.018 (0.027)	-0.004 (0.095)	0.011 (0.316)
% étrangers	-0.006 (0.022)	-0.044 (0.082)	-0.111 (0.236)
% cumulards	-0.003 (0.015)	-0.034 (0.052)	0.041 (0.233)
% de moins de 40 ans	0.060 (0.037)	0.032 (0.106)	0.005 (0.431)
% de plus de 60 ans	-0.003 (0.015)	0.015 (0.048)	-0.120 (0.187)
L.logQ			0.247** (0.113)
L.ROE		0.143** (0.067)	
L.ROA	0.333*** (0.081)		
AR(1) test	p = 0.000	p = 0.000	p = 0.065
AR(2) test	p = 0.187	p = 0.266	p = 0.282
Hansen test	p = 0.469	p = 0.444	p = 0.623
Observations	1,582	1,588	1,474
GMM	oui	Oui	Oui

*Notes :* (1) Chaque colonne présente les résultats d'une régression distincte, où la variable dépendante est notée en tête de colonne. (2) Outre les variables indiquées en ligne, chaque régression contrôle des variables suivantes : effectif de l'entreprise, levier financier, ratio R&D sur total des ventes, secteur d'activité (12 positions) et appartenance au CAC40. (3) A l'exception du secteur et de l'appartenance au CAC40 (variables fixes dans le temps), l'ensemble des variables explicatives sont instrumentées par leur propre retard, en t-2 et t-3 (4) Une indicatrice année est systématiquement introduite. (5) Ecarts types corrigés entre parenthèse. (6) \*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1.

Comment expliquer ce lien négatif robuste, et non lié à un phénomène de causalité inverse, entre indépendance des conseils et performance des entreprises ? Une explication possible de ce lien repose sur le rôle informationnel joué par les administrateurs internes. L'une des fonctions essentielles des administrateurs internes est en effet d'apporter aux administrateurs externes de l'information spécifique à l'entreprise (voir, par exemple, Fama et Jensen, 1983 ; Adams et Ferreira, 2007 ; Harris et Raviv, 2008 ; Raheja, 2005, Masulis et Mobbs, 2008). La présence d'administrateurs externes indépendants en trop grand nombre réduirait ainsi le potentiel de partage d'information sur les risques et les opportunités de la firme, avec un effet négatif sur la performance. Il est également possible que ces administrateurs indépendants, assez nouveaux dans le paysage institutionnel français, aient été et soient encore perçus avec méfiance par les directions des entreprises, entraînant une certaine désorganisation ou un certain dysfonctionnement dans ces conseils. L'effet négatif de l'indépendance sur la performance comptable ne pourrait être alors que transitoire, et pourrait s'effacer dans les années à venir, avec la banalisation des administrateurs indépendants. Ceci permettrait également d'expliquer le fait que la valeur à long terme de l'entreprise, telle qu'anticipée par les acteurs des marchés boursiers, ne soit pas affectée par la part d'indépendants.

## **2. Composition des conseils et performance extra-financière**

### ***2.1. Stratégie empirique***

Les données extra-financières utilisées sont issues de la base de l'agence de notation Vigéo. Créée en 2002 avec la reprise des activités d'ARESE (première agence française créée en 1997), Vigéo est une agence de notation internationale spécialisée dans la notation extra-financière destinée aux investisseurs (Vigéo rating) et à l'audit en responsabilité sociale proposé aux entreprises (Vigéo entreprise).

Nous nous basons dans notre étude sur la base de notations Equitics® rassemblant les évaluations extra-financières des entreprises cotées en bourse correspondant à notre échantillon sur la période 2003-2011. Dans cette base, la performance extra-financière des entreprises est évaluée sur plus d'une trentaine d'enjeux regroupés en six domaines :

environnement, droits humains, ressources humaines, engagement sociétal, comportement sur les marchés et gouvernance d'entreprise.

Avant de noter les entreprises, les enjeux clés en matière de RSE dans le secteur sont examinés par Vigeo. Une pondération est ensuite assignée à chaque critère (de 1 à 3) selon:

- La nature et l'impact de la RSE sur les parties prenantes du secteur (employés, salariés, etc.)
- L'exposition des parties prenantes à cet impact
- Les risques (légaux, opérationnels, etc.) encourus dans le secteur si l'impact n'est pas correctement géré

Le tableau suivant renseigne sur les critères d'évaluation utilisés par Vigeo dans chacun des domaines considérés:

**Tableau 11 : Les critères d'évaluation de Vigeo**

<b>Ressources Humaines</b>	Intégration des enjeux de ressources humaines dans la stratégie d'entreprise
	Amélioration continue des relations avec les salariés
	Développement des compétences et des carrières
	Qualité des conditions de travail
<b>Environnement</b>	Intégration des enjeux environnementaux dans la stratégie d'entreprise
	Intégration des enjeux environnementaux dans la fabrication et la distribution des produits
	Intégration de l'environnement dans l'usage et la fin de vie des produits et services
<b>Implication sociétale</b>	Impact de l'entreprise sur les communautés locales
	Responsabilité sociétale, philanthropie
<b>Relation clients et fournisseurs</b>	Clients : information, sécurité des produits
	Fournisseurs et sous-traitants : relations responsables (environnement, social)
	Intégrité des affaires (corruption et défaut de concurrence)
<b>Gouvernance</b>	Fonctionnement du conseil d'administration
	Audit et contrôles internes
	Respect du droit des actionnaires
	Rémunération des dirigeants et cadres exécutifs
<b>Droits de l'homme</b>	Respect des droits de l'homme
	Respect des droits de l'homme au travail

Au final, le référentiel de chaque secteur est composé de 20 à 25 enjeux. Les critères d'analyse se réfèrent à des conventions internationales et des normes universellement reconnues émanant d'organisations internationales (ONU, OIT, OCDE, etc.). Pour chaque enjeu, on examine la stratégie et les processus managériaux des entreprises sur trois aspects :

les engagements affichés ; la mise en œuvre des politiques annoncées (moyens, budgets, périmètre) et les résultats obtenus (indicateurs quantitatifs, controverses).

Les entreprises sont *in fine* évaluées sur chaque domaine par un score compris entre 0 et 100. La notation Vigeo offre 4 niveaux de positionnement des performances (scores) extra-financière de l'entreprise :

- Niveau 1 (score 0) – Indifférente : Pas de preuve d'engagement; assurance de maîtrise des risques faible à très faible
- Niveau 2 (score 30) – Attentive : Engagement amorcé; assurance très modérée à faible de maîtrise des risques
- Niveau 3 (score 65) – Active : Engagement probant ; assurance raisonnable de maîtrise des risques
- Niveau 4 (score 100) – Engagée : Engagement avancé; promotion des objectifs de responsabilité sociale; anticipation des risques

Dans notre étude, nous nous focalisons sur les domaines suivants, qui vont être considérés comme nos variables expliquées de performance extra-financière : environnement, clients et fournisseurs, ressources humaines et implication sociétale. Nous avons donc écarté le domaine 'gouvernance', qui inclut, *via* la composition du conseil, nos variables explicatives. Concernant les droits de l'homme, un trop grand nombre de données sont manquantes pour que l'on inclue ce domaine dans l'analyse

Le processus d'appariement de notre base Proxinvest / Infinancial avec la base Vigeo permet d'obtenir un échantillon de 486 observations (société / année), couvrant 103 entreprises distinctes. Près de 70% ont au moins 5 années de suivi (cf. tableau 11). La distribution par année des observations est indiquée dans le tableau 12.

**Tableau 12 : Description du panel Vigeo**

Nombre d'années de suivi	Nombre de sociétés	%
1	7	6.80
2	15	14.56
3	2	1.94
4	10	9.71
5	30	29.13
6	24	23.30
7	11	10.68
8	4	3.88
Total	103	100.00

**Tableau 13 : Description du panel Vigeo (suite)**

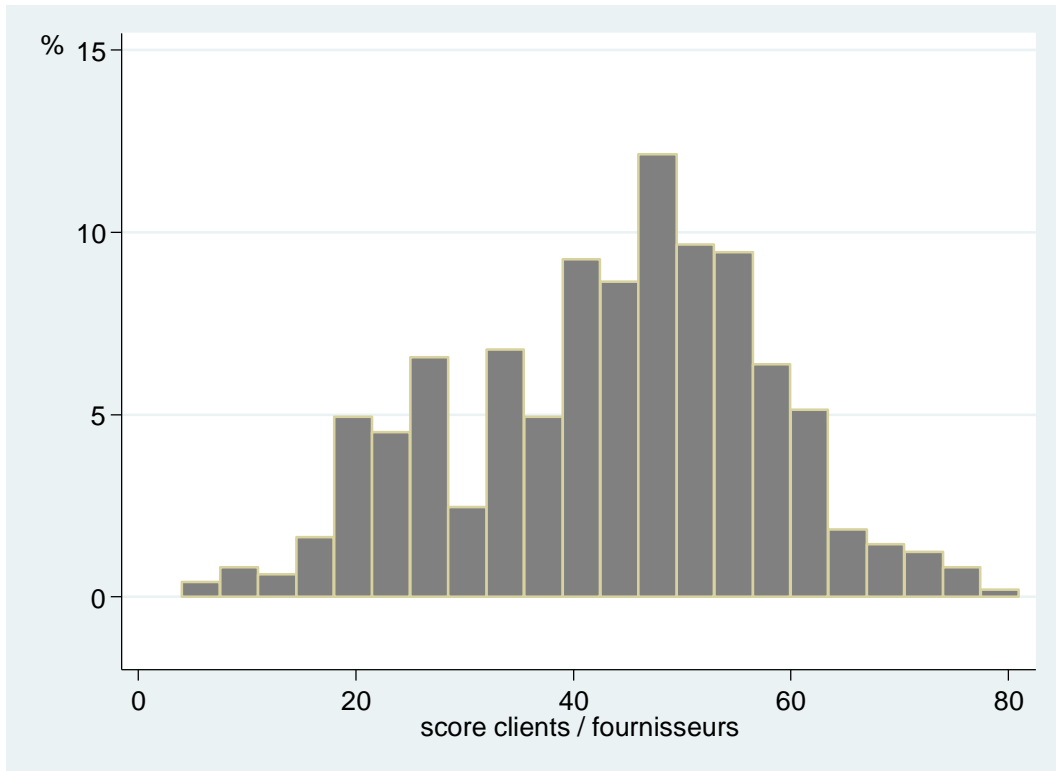
Année	Nombre de sociétés	%	% cumulé
2003	71	14.61	14.61
2004	38	7.82	22.43
2005	62	12.76	35.19
2006	49	10.08	45.27
2007	55	11.32	56.58
2008	45	9.26	65.84
2009	70	14.40	80.25
2010	74	15.23	95.47
2011	22	4.53	100.00
Total	486	100.00	

**Tableau 14 : Statistiques descriptives des scores Vigeo et des variables de contrôle**

Variable	Observations	Moyenne	Ecart-type	Min	Max
Ressources humaines	486	43.994	17.205	0	82
Environnement	486	37.691	17.424	0	86
Relations clients / fournisseurs	486	43.165	14.282	4	81
Implication sociétale	486	45.646	19.135	0	90
ROA	459	0.037	0.048	-0.111	0.209
ROE	460	0.086	0.239	-2.875	.661
Q de Tobin effectif	474	3.949	12.181	.002	100
Levier	482	69432.23	87025.5	11	479072
R&D/vente	460	0.938	0.960	-2.476	6.862
	470	0.022	0.054	0	0.496

Les scores présentent une distribution quasi-normale, comme l'illustre le graphique suivant pour le score Relations clients / fournisseurs.

**Figure 10 : Distribution du score Relations clients / fournisseurs**



Par ailleurs, on observe que l'échantillon 'Vigeo' est constitué de sociétés globalement plus grandes que notre échantillon précédent – sur lequel nous testions les liens entre composition des conseils et performance financière (cf. tableau 7). En revanche, ces sociétés ont un niveau de rentabilité très similaire (3,5% pour le ROA contre 3,7 pour l'échantillon global ; 9,3% pour le ROE contre 8,6%).

Nous estimons le modèle suivant, analogue à ce que nous avons fait pour la performance financière :

$$\text{Log}(y_{it}) = X_{it} \alpha + Z_{it} \beta + \mu_t + \varepsilon_{it}, \quad t = 2003, \dots, 2011$$

avec  $y_{it}$  le score de performance de l'entreprise  $i$  l'année  $t$  pour un domaine particulier (ressources humaines, environnement, relations clients et fournisseurs, implications



sociétales)<sup>22</sup>,  $X_{it}$  un vecteur de variables de contrôle se rapportant à la structure du conseil d'administration ou de surveillance,  $Z_{it}$  un vecteur de contrôles se rapportant à l'entreprise (dont le secteur),  $\mu_t$  une indicatrice année et  $\varepsilon_{it}$  un terme d'erreur. Les coefficients sont estimés par la méthode des moindres carrés ; les écarts types sont corrigés de manière à prendre en compte la structure en panel des observations. Nous estimons également ces coefficients en introduisant dans l'équation précédente un effet fixe  $\eta_i$  de manière à éliminer l'hétérogénéité inobservée et fixe dans le temps. Notons toutefois que la faible variabilité dans le temps des scores de Vigeo peut faire douter de la pertinence d'un modèle à effets fixes, où les coefficients sont estimés sur les changements de la variable dépendante (Krüger, 2010).

Nous avons également construit un indicateur synthétique d'investissement en RSE, qui somme les quatre scores précédents. Le modèle précédent est alors appliqué à cet indicateur synthétique.

Les variables de contrôle relevant de la composition du conseil sont exactement les mêmes que précédemment (taille, parts d'indépendants et d'insiders, parts de femmes et de non résidents, part de 'cumulards', parts de moins de 40 ans et de plus de 60 ans). De même, nous introduisons les mêmes contrôles 'entreprise' (effectif en log, levier financier, ratio des dépenses de Recherche et Développement au total des ventes, appartenance au CAC40 et secteur d'activité en 12 postes). Par ailleurs, nous ajoutons une variable de performance financière, ROA, ROE ou Q de Tobin. De fait, la littérature montre que la performance financière et/ou les opportunités de croissance à long terme (Q de Tobin) conditionne pour partie la capacité de l'entreprise à s'engager dans une stratégie RSE. Il est donc naturel de contrôler pour cette dimension.

## **2.2. Résultats**

La question posée est donc la suivante : à secteur d'activité, taille, etc. et rentabilité donnée, la composition du conseil d'administration ou de surveillance affecte-t-elle, ou tout du moins est-elle liée, à la performance extra-financière ? La réponse est indiquée dans le

---

<sup>22</sup> Certains scores admettent pour minimum la valeur 0 (cf. tableau 14). Nous avons donc augmenté ces scores d'une valeur infinitésimale avant de procéder à la transformation logarithmique – de manière à ne pas perdre ces observations.

tableau 15, avec comme contrôle de performance le ROA. Notons que les résultats sont qualitativement identiques si nous utilisons comme contrôle le ROE ou le Q de Tobin. Concernant les coefficients associés à l'indépendance, ceux-ci sont mêmes plus forts et davantage significatifs lorsque le ROE est utilisé comme contrôle (résultats disponibles auprès des auteurs).

Seuls les coefficients associés aux variables de structure du conseil qui ressortent de manière significative sont présentés. Ni la part d'étrangers, ni la part de femmes n'ont de lien avec la performance extra-financière. Nous ne retrouvons donc pas le résultat mis en avant sur données américaines par Krüger (2010), selon lequel la féminisation des conseils induit une attention croissante portée aux considérations sociales et environnementales. En revanche, nos estimations mettent en évidence une corrélation conditionnelle négative et significative entre investissement en RSE et proportion d'administrateurs internes – lorsque les estimations sont réalisées sans effets fixes. Au risque de se répéter, il n'est pas certain que les estimations 'poolées', sans effets fixes, soient moins pertinentes que les régressions à effets fixes, eu égard à la faible variabilité temporelle des scores de Vigeo.

Ce résultat, contraire à celui observé sur données américaines par Krüger, suggère que les administrateurs internes se sentent relativement moins concernés que les autres administrateurs par l'impact de l'entreprise sur son environnement, au sens large. Cette interprétation est renforcée par l'observation d'une corrélation conditionnelle positive entre certains des scores et la part d'administrateurs indépendants (cf. colonnes 2, 8, 9 et 10, tableau 15). Globalement, il apparaît donc que les administrateurs indépendants sont davantage sensibilisés aux externalités produites par l'activité de l'entreprise que les administrateurs internes.

**Tableau 15 : Performance extra-financière et composition du conseil - Estimations MCO et avec effets fixes**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	<b>RH</b>	<b>RH</b>	<b>Envir.</b>	<b>Envir.</b>	<b>Clients / four.</b>	<b>Clients / four.</b>	<b>Imp. soc.</b>	<b>Imp. soc.</b>	<b>Global</b>	<b>Global</b>
% d'indép.	0.260 (0.214)	0.457* (0.260)	0.234 (0.341)	0.234 (0.494)	0.224 (0.136)	0.072 (0.163)	0.383 (0.270)	0.595* (0.326)	0.239* (0.144)	0.318* (0.171)
% d'insiders	-0.848** (0.351)	0.505 (0.321)	-2.225*** (0.846)	-0.063 (0.742)	-0.505* (0.286)	0.445 (0.302)	-0.646 (0.498)	0.903 (0.617)	-0.712*** (0.221)	0.391 (0.259)
Taille du conseil	0.078 (0.125)	0.013 (0.150)	0.444 (0.290)	-0.272 (0.445)	0.073 (0.102)	-0.063 (0.113)	0.229 (0.170)	0.270 (0.208)	0.094 (0.092)	-0.030 (0.106)
séparation	-0.139* (0.079)	-0.075* (0.041)	-0.215 (0.147)	-0.199** (0.096)	-0.035 (0.048)	-0.038 (0.043)	-0.026 (0.100)	0.011 (0.065)	-0.060 (0.054)	-0.045 (0.029)
Observations	452	452	452	452	452	452	452	452	452	452
R <sup>2</sup>	0.389	0.227	0.452	0.222	0.321	0.214	0.303	0.140	0.497	0.344
Effets fixes	non	oui	non	oui	non	oui	non	oui	non	oui

Notes : (1) Chaque colonne présente les résultats d'une régression distincte, où la variable dépendante est notée en tête de colonne. (2) Outre les variables indiquées en ligne, chaque régression contrôle des variables suivantes : part de femmes, part d'extra-nationaux, part de cumulards, part de moins de 40 ans, part de plus de 60 ans, effectif de l'entreprise, levier financier, ratio R&D sur total des ventes, secteur d'activité (12 positions) et appartenance au CAC40. (3) Dans les estimations avec effets fixes, les deux derniers contrôles, invariants, disparaissent. (4) Une indicatrice année est systématiquement introduite. (5) Ecart types corrigés entre parenthèse. (6) \*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1.

## Références

- Adams R. et Ferreira D., 2007, "A Theory of Friendly Boards", *Journal of Finance*, 62(1), pp. 217-250.
- Agrawal A. et Knoeber C., 1996, "Firm Performance and Mechanisms to Control Agency Problems between Managers and Shareholders», *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol.31(3), pp.377-397.
- Ahern, K. et Dittmar, A., 2012, "The Changing of the Boards: The Impact on Firm Valuation of Mandated Female Board Representation", *The Quarterly Journal of Economics*, 127(1), pp. 137-197.
- Alchian A., 1987, "Property Rights", in Eatwell J., Milgate M. et Newman P. (eds.), *The New Palgrave. A Dictionary of Economics*, vol.3, London and Basingstoke, The Macmillan Press, pp.1031-1034.
- Arellano M., et Bond, S., 1991, "Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations", *Review of Economic Studies*, 58, pp. 277-297.
- Barnea, A., Rubin, A. (2010). Corporate social responsibility as a conflict between shareholders, *Journal of Business Ethics*, 97, pp. 71-86.
- Baysinger B. et Butler H., 1985, "Corporate Governance and the Board of Directors: Performance Effects of Changes in Board Composition", *Journal of Law, Economics and Organisations*, vol.1, pp.102-124.
- Bebchuk L. et Fried J., 2004, *Pay without Performance: The Unfulfilled Promise of Executive Compensation*, Harvard University Press.
- Berle A. et Means G., 1932, *The Modern Corporation and Private Property*, New York, Harcourt, Brace and World, new ed. 1967
- Bertrand Marianne and Sendhil Mullainathan, 2001, "Are CEOs Rewarded for Luck? The Ones without Principals Are", *The Quarterly Journal of Economics*, 116(3), pp. 901-32.
- Bhagat S. et Black B., 1999, "The Uncertain Relationship Between Board Composition and Firm Performance", *Business Lawyer*, vol.54, pp.921-963.
- Bhagat S. et Black B., 2002, "The Non-Correlation Between Board Independence and Long Term Firm Performance", *Journal of Corporation Law*, vol.27, pp.231-274.
- Bhagat, S., B. Bolton et R. Romano, 2008, "The Promise and Pitfalls of Corporate Governance Indices," *Columbia Law Review*, vol.108 (8), pp.1803-1882.

- Blundell, R., et Bond, S., 1998, "Initial conditions and moments restrictions in dynamic panel data models", *Journal of Econometrics*, 87(1), pp. 115-143.
- Caussain J., 2005, « Les administrateurs : l'état des recommandations », *Cahiers de droit de l'entreprise*, vol.38(5), pp.38-39.
- Cespa G. et Cestone G., 2007, "Corporate Social Responsibility and Managerial Entrenchment", *Journal of Economics and Management Strategy*, 16, pp. 741-77.
- Charreaux G., 2000, "Le conseil d'administration dans les théories de la gouvernance", *Revue du financier*, vol.127, pp.6-17.
- Clarke D., 2007, "Three Concepts of the Independent Director", *Delaware Journal of Corporate Law*, vol.32(1), pp.73-111.
- Coffee J., 1991, "Liquidity versus Control, The Institutional Investor as Corporate Monitor", *Columbia Law Review*, vol.91, pp.1277-1368.
- Cohen S. et Lauterbach B., 2008, "Differences in Pay between Owner and Non-owner CEOs: Evidence from Israel", *Journal of Multinational Financial Management*, vol.18, pp.4-15.
- Commission européenne, 2001, *Promouvoir un cadre européen pour la responsabilité sociale des entreprises*, Livre vert.
- Core J., Holthausen R. et Larcker D., 1999, "Corporate Governance, Chief Executive Officer Compensation, and Firm Performance", *Journal of Financial Economics*, vol.51, pp.371-406
- Cozian , M., Viandier, A., et Deboissy, F., 2007, *Droit des sociétés*, LexisNexis, 673 p.
- Cunningham, L. A., 2008, "Rediscovering Board Expertise: Legal Implications of the Empirical Literature", *Cincinnati Law Review*, vol. 77, pp.465-499.
- Dalton D., Daily C., Ellstrand A. et Johnson J., 1998, "Meta-analytic reviews of board composition, leadership structure and financial performance", *Strategic Management Journal*, vol.19, pp.269-290.
- Demsetz H., 1995, *The Economics of the Business Firm, Seven Critical Commentaries*, Cambridge University Press.
- Demsetz H. et Lehn K., 1985, "The Structure of Corporate Ownership: Causes and Consequences," *Journal of Political Economy*, vol.93, pp.1155-1177.
- Eggertsson T., 1990, *Economic Behavior and Institutions*, Cambridge Surveys of Economic Literature, Cambridge University Press.

- Erickson J., Park W., Reising J. et Shin H., 2005, “Board Composition and Firm Value under Concentrated Ownership: The Canadian Evidence,” *Pacific-Basin Finance Journal*, vol.13, pp.387-410.
- Fama E., 1980, “Agency Problems and the Theory of the Firm”, *Journal of Political Economy*, vol.88, pp.288-307.
- Fama E. et Jensen M., 1983, “Separation of Ownership and Control”, *Journal of Law and Economics*, vol.26, pp.301-325.
- Freeman, E., 1984, *Strategic Management: A Stakeholder Approach*, Cambridge University Press.
- Ginglinger E., W. Megginson et T. Waxin, 2011, “Employee Ownership, Board Representation, and Corporate Financial Policies”, *Journal of Corporate Finance*, forthcoming
- Gordon J., 2007, "The Rise of Independent Directors in the United States, 1950-2005: Shareholder Value and Stock Market Prices", *Stanford Law Review*, vol.59(6), pp.1465-1568.
- Guy, Y. et du Tertre, R., 2009, “Les traits stylisés des grandes sociétés cotées en France à l’ère du capitalisme financier”, *Revue de l’IRES*, 62(3), pp. 2-38.
- Hansmann H. et Kraakman R., 2004, “What is Corporate Law?”, in Kraakman R., Davies P., Hansmann H., Hertig G., Hopt K., Kanda H. et Rock E. (eds.), *The Anatomy of Corporate Law. A Comparative and Functional Approach*, Oxford: Oxford University Press, pp.1-19.
- Hermalin B. et Weisbach M., 1988, “The Determinants of Board Composition”, *Rand Journal of Economics*, vol.19(4), pp.589-606
- Hermalin B. et Weisbach M., 1991, “The Effects of Board Composition and Direct Incentives on Firm Performance”, *Financial Management*, 20, pp. 101-112.
- Hermalin B. et Weisbach M., 2003, “Boards of directors as an endogenously determined institution: A survey of the economic literature”, *Economic Policy Review*, vol.9, pp.7–26.
- Hollandts, X., et Guedri, Z., 2008, “Les salariés capitalistes et la performance de l’entreprise”, *Revue Française de Gestion*, vol. 34, iss. 183-179, pp. 35-50.
- Jeanjean T. et Stolowy H., 2009, “Determinants of board members’ financial expertise”, *International Journal of Accounting*, 44(4), pp. 378–402.
- Jensen M. et Meckling W., 1976, Theory of the Firm : Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure, *The Journal of Financial Economics*, vol.3, pp.305-60

- Jensen M. et Murphy K., 1990, "Performance Pay and Top-Management Incentives", *Journal of Political Economy*, vol.98(2), pp.225-264.
- Jo, H., Harjoto M.A., 2011, "Corporate governance and firm value: the impact of corporate social responsibility", *Journal of Business Ethics*, 103, pp.351-383.
- Jo, H., Harjoto M.A., 2012, "The causal effect of corporate governance on corporate social responsibility", *Journal of Business Ethics*, 106, pp. 53-72.
- Kaufman, A. et Englander, E., 2005, "A team production model of corporate governance", *Academy of Management Executive*, vol.18(3), pp.9-22.
- Klein A., 1998, "Firm Performance and Board Committee Structure", *The Journal of Law and Economics*, vol.16, pp.275-303.
- Klein P., Shapiro D. et Young J., 2005, "Corporate Governance, Family Ownership and Firm Value: The Canadian Evidence", *Corporate Governance: An International Review*, vol.13(6), pp.769-784.
- Krüger, P., 2010. Corporate Social Responsibility and the Board of Directors. Working paper.
- Listokin, Y., 2008, "Interpreting Empirical Estimates of the Effect of Corporate Governance", *American Law and Economics Review*, vol.10(1), pp.90-109.
- Manne H., 1965, Mergers and the Market for Corporate Control, *Journal of Political Economy*, vol.73, pp.110-20
- Masulis, R.W., Wang, C. et Xie, F., 2012, "The Effects of Foreign Directors on Corporate Governance and Firm Performance", *Journal of Accounting and Economics*, à paraître.
- Margolis, J.D., Elfenbein, H., Walsh, J., (2009). Does it pay to be good... and does it matter? A meta-analysis and redirection of research on corporate social and financial performance. Working paper, Harvard University.
- Porter, M., van der Linde, C., 1995. "Towards a new conception of the environment-competitiveness relationship", *Journal of Economic Perspectives*, 9, pp. 97-118.
- Reeb, D. et Zhao, W., 2012, "Director Capital and Corporate Disclosure Quality", *Journal of Accounting and Public Policy*. À paraître.
- Roodman,D., 2006, "How to Do xtabond2: An Introduction to 'Difference' and 'System' GMM in Stata", *Center for global development Working Paper n° 103*.
- Tirole J., 2006, *The Theory of Corporate Finance*, Princeton: Princeton University Press.
- Vance S., 1964, *Boards of Directors: Structures and Performances*, University of Oregon Press, Eugene.
- Weisbach, M., 1988, "Outside Directors and CEO Turnover", *Journal of Financial Economics*, vol.20, pp.431-60.

Wintoki, M., Linck, J. et Netter, J., 2012, “Endogeneity and the dynamics of internal corporate governance”, *Journal of Financial Economics*, à paraître.