

données relatives aux rémunérations des principaux cadres de chacune de 100 entreprises manufacturières sur la période 1978-1984. Cette période a été choisie parce qu'elle contient un certain nombre d'années qu'on retrouve dans les deux autres sources de données. Ces autres sources sont celles employées par Demsetz et Lehn (1985) dans leur étude de la structure actionnariale des sociétés américaines et par Murdoch (1991) dans son étude de la relation liant le degré de variation des rémunérations des dirigeants au degré de variation des performances des firmes telles que les évalue le marché financier.

Toutes les firmes présentes dans la série du SEC sont aussi dans la série de Demsetz-Lehn, ce qui donne un échantillon complet de 100 firmes lorsqu'on utilise les données des deux sources. Quelques firmes de l'échantillon de la SEC n'apparaissent pas dans l'étude de Murdoch, et lorsqu'on intersecte cette étude avec l'une des deux premières, la taille de l'échantillon est réduite ; la réduction n'est pas la même selon les variables retenues, mais son amplitude moyenne est de 20 firmes. Les définitions et les sources des données sont dans le tableau 6.1. Les tableaux 6.2 et 6.3 fournissent les statistiques sommaires pour un certain nombre de variables, le tableau 6.3 étant dédié plus spécialement aux variables relatives aux rémunérations (11).

■ Une étude empirique des rémunérations des dirigeants d'entreprise

L'étude statistique qui est entreprise ici examine à la fois l'importance de la rémunération de type tournoi et les facteurs qui influencent le montant de la rémunération des PDG. L'analyse utilise la méthode des cross-sections en comparant sur l'ensemble des firmes les moyennes des données calculées pour la période 1978-1984. Trois sources de données sont utilisées. La première, qui a été établie spécialement pour cette étude, est tirée des enquêtes de la SEC (10). Elle fournit les

mais avec une beaucoup plus grande indépendance et une plus grande ancienneté. D'ailleurs la COB ne s'intéresse pas à la rémunération des principaux dirigeants de chaque firme cotée.

11. La valeur moyenne de **a5** dans le tableau 6.2 est légèrement plus élevée que dans l'étude de Demsetz-Lehn (27,2 pour l'une contre 24,8 pour l'autre) ; cela provient de ce que l'échantillon n'est pas le même, 100 firmes pour l'un, 511 pour l'autre, mais surtout par le fait que l'échantillon de 100 firmes ne contient aucune firme de l'industrie des services publics. Un chiffre du tableau 6.2 mérite commentaire : la durée maximale dans le poste de PDG, Y. Qu'un homme soit PDG d'une très grande entreprise pendant 50 ans est exceptionnel. La société pour laquelle un tel chiffre a été atteint est la Northwestern Steel & Wire. Le PDG avait 70 ans au moment où on disait qu'il occupait ce poste depuis 50 ans. Northwestern Steel & Wire est une société dont le capital est relativement concentré et qui a démarré 50 ans avant le recensement de l'âge des PDG pour cette étude ; donc la firme a démarré lorsque le PDG avait 20 ans. Si ces chiffres ont été rapportés correctement, et je n'ai pas trouvé de raison de les mettre en doute, le PDG qui a aujourd'hui 70 ans doit être le créateur de la société.

9. Ce résultat est obtenu à partir de données similaires à celles utilisées dans la section suivante. Nous trouvons d'ailleurs des résultats semblables.

10. NDT Securities & Exchange Commission est l'équivalent américain de la COB

Tableau 6.1

Définitions des données et des sources

<p>Pour chaque firme</p>
<p>s1, s2, s3, s4 : salaires plus avantages monétaires (en milliers de dollars), moyennes des années 1978-84 pour 100 firmes, données provenant de la SEC. Les indices indiquent le rang hiérarchique dans la société</p>
<p>rij : rapports égaux à s_i/s_j, $i < j$</p>
<p>esi, ... esj : valeurs explicatives de s_i, ... s_j, calculée selon la méthode des régressions OLS de chaque variable sur le logarithme de la taille de la firme et le taux de rendement moyen des actions calculé à partir des cours du marché sur cinq années.</p>
<p>dRij = si/sj - esi/esj = rij - esi/esj : écart non expliqué entre les valeurs observées de rij et les valeurs prédites par la régression.</p>
<p>p1 : rémunération du PDG (en milliers de dollars) tel qu'il est visé par la formule de calcul de sa rémunération. Cette mesure élargie de la rémunération inclut s1, les paiements différés, les réductions de taux d'intérêt sur les emprunts auprès de la compagnie, les variations actualisées de pensions de retraite et les revenus des options d'achats d'actions, les attributions d'actions réservées, et les actions liées à la performance (données provenant de l'étude Murdoch).</p>
<p>up1 : écart inexplicité de p_1 par rapport à la valeur prédite par la formule de régression (OLS) liant p_1 aux deux variables log de la taille de la firme et taux de rendement de l'action de la firme évalué par rapport aux cours du marché et pendant la durée sous revu.</p>
<p>sp1 : sensibilité de p_1 à la performance de la firme mesurée par le rapport de la variation en dollars de p_1 pour une variation de 1 000 \$ de la valeur boursière de la société (données de Murdoch).</p>
<p>fsize et lfs : taille de la firme (en milliers de dollars) et logarithme de la taille de la firme respectivement. Taille mesurée par la valeur boursière de la société augmentée de la valeur comptable des dettes à long terme de la compagnie... (Données provenant de l'étude de Demsetz et Lehn).</p>
<p>a5 : concentration actionnariale mesurée par le pourcentage d'actions possédés par les cinq plus gros actionnaires. (Données de Demsetz et Lehn).</p>
<p>ra5 = da5/a5, où da5 est la différence entre le a5 observé et celui prédit par une formule appliquée sur l'échantillon de 100 firmes. Les coefficients de cette formule ont été obtenus par une régression reliant a5 comme variable dépendante, la taille de la firme et le risque spécifique à la firme comme variables indépendantes, sur l'échantillon de Demsetz et Lehn réduit à 406 compagnies à cause de l'exclusion de celles qui sont soumises à réglementation publique (NDT voir plus haut ce qui a été dit à propos des entreprises de service public).</p>

stdr : écart-type calculé sur l'ensemble de la période pour chaque firme des taux de rendement mensuels par rapport aux cours boursiers (Demsetz-Lehn).

stsp1 = stdr × sp1 : variance de la rémunération attendue du PDG telle qu'elle est mesurée par **stdr × sp1**

asr : rendements annuels moyens sur la période 1978-80 mesurés par les variations des cours et les dividendes (calculs de Murdoch).

ydir : nombre d'années de fonction du PDG actuel (Murdoch).

caps : structure du capital définie par le rapport de la valeur boursière sur **fsize**.

cr4 : taux de concentration sectoriel mesuré par le poids relatif des quatre premières firmes de l'industrie, cette dernière étant celle indiquée par la nomenclature à quatre chiffres du SIC.

■ Discussion des variables et de leurs rôles dans les analyses

Les rôles que ces variables jouent dans les analyses des deux problèmes étudiés ici seront discutés au fur et à mesure de l'avancement de notre étude empirique mais nous voudrions commenter d'abord quelques aspects relatifs à ces variables. Deux mesures de la rémunération des PDG sont disponibles, **s1** et **p1**, **s1** est le salaire plus les primes, et il n'est disponible que pour l'échantillon de la SEC. Les montants des salaires et des primes sont disponibles aussi pour les échelons plus bas de la direction ; on les note **s2**, **s3** et **s4**, l'indice indiquant l'échelon concerné en commençant par le haut. **p1** provient de l'étude Murdoch ; c'est une mesure plus générale de la rémunération du PDG. Elle inclut **s1** mais aussi les valeurs calculées des options d'achat, les attributions gratuites d'actions et les prêts à taux privilégié dont bénéficie le PDG. On ne dispose pas de telles mesures pour les échelons inférieurs de la direction. L'étude de la *structure* des salaires n'est donc possible que pour le sens restreint de la rémunération.

A priori, on penserait que la mesure la plus large de la rémunération **p1** est le meilleur outil susceptible de révéler les forces qui gouvernent le montant de la rémunération des PDG. C'est quelquefois mieux, mais pas toujours. **p1** est affecté par les caprices de la bourse, et différentes valeurs de **p1** observées sur plusieurs années peuvent être le reflet du marché boursier plutôt que des intentions de la compagnie en matière de rémunération de ses dirigeants. Supposons qu'on veuille connaître

l'impact de la taille de firme sur la rémunération du PDG. Supposons que les grandes sociétés aient *moins* recours à une rémunération liée à la performance. Aussi, lors d'une période de hausse de la bourse, la corrélation entre **p1** et la taille de la firme aura tendance à être négative. Les PDG des petites firmes bénéficieraient de fortes hausses de leurs rémunérations parce que le marché a monté et parce que, par hypothèse, leur rémunération incorpore une fraction plus importante liée à la détention d'actions et aux options d'achat. Lors d'une baisse de la bourse, la corrélation liant la taille et la rémunération du PDG tendra à être positive. Si, d'un autre côté, les grandes firmes ont moins recours que les petites à une rémunération fortement dépendante de la performance de la firme, les corrélations auront tendance à être du signe opposé à ceux qu'on vient d'indiquer. Donc si on veut démontrer que la taille de la firme a une certaine influence sur la rémunération globale du PDG et si on estime que **p1** mesure correctement cette rémunération, il est nécessaire de choisir des périodes où les marchés haussiers et baussiers (« bull » et « bear ») s'équilibrent de manière appropriée. Il est probable que **s1** corrèle positivement la taille de la firme puisque son montant dépend moins des cours boursiers. À cause de la quasi-absence de la composante spéculative et changeante dans la formule de calcul de la rémunération, **s1** convient parfois mieux que l'autre pour faire apparaître les principes sous-jacents du mode de détermination de la rémunération des hauts dirigeants d'une société.

Les variables **s1** et **s2** servent à l'établissement des ratios de rémunérations notés **r_{ij}**. Ils mesurent les rémunérations relatives des différents échelons hiérarchiques. Par exemple, **r12** = **s1/s2**, **r13** = **s1/s3**. Approximativement les différences moyennées **s1** et **s2**, **s2** et **s3**, **s3** et **s4**, sont en pourcentage, égales à 40 %, 30 % et 14 % respectivement. La promotion d'un échelon à l'autre est d'autant plus forte qu'on est déjà haut, et ce en valeur relative.

Les variables **a5** et **ra5** indiquent le taux de concentration de la structure actionnariale, **a5** étant le pourcentage du capital de la société détenu par les cinq plus gros actionnaires. L'étude de Demsetz-Lehn montre que **a5** dépend de la taille de la firme et du risque spécifique à la firme, **ra5** a été construit pour tenir compte de ce fait. Il est construit de la manière suivante : sur l'échantillon des firmes manufacturières extrait de l'échantillon de l'étude de Demsetz-Lehn, on a calculé les coefficients de corrélation par rapport aux deux variables indépendantes sus indiquées (taille et risque spécifique), à l'aide de ces coefficients supposés représentatifs pour l'échantillon de 100 entreprises de l'étude en cours, on obtient les valeurs ajustées (ou « prédites ») de **a5**. Alors, pour chacune des 100 entreprises, **ra5** est défini comme étant le rapport de la différence **a5** observable et **a5** ajusté divisée par **a5** observable. **ra5** mesure donc l'erreur de prévision de **a5**, normée par **a5** et il mesure le degré d'excès de la concentration

actionnariale compte tenu de la taille de la firme et de son risque spécifique ; **ra5** est donc plus significatif que **a5**, particulièrement pour le problème de la rémunération. On voudrait savoir en particulier en quoi la variable mesurant la concentration actionnariale pèse sur la manière dont les actionnaires peuvent se protéger contre le comportement opportuniste des dirigeants professionnels.

On peut considérer qu'une valeur élevée de **ra5** (autrement dit une valeur de **a5** nettement supérieure à la valeur ajustée) indique une situation dans laquelle la concentration actionnariale doit être productive du point de vue de la surveillance de la direction ; c'est une raison pour laquelle les actionnaires souhaitent prendre une position plus forte dans le capital (toutes choses égales par ailleurs à propos des autres déterminants de la concentration actionnariale) même si cela accroît leur exposition au risque spécifique à la firme auquel ils s'exposent. Un **a5** anormalement bas peut indiquer une situation dans laquelle la concentration actionnariale ne peut être le mode de surveillance de la direction. Si on interprète **ra5** comme un indicateur de l'efficacité de la concentration actionnariale pour assurer la fonction de surveillance, on devrait observer une relation négative entre **ra5** et la rémunération du PDG si l'enracinement de la direction est à l'origine des rémunérations fortes des PDG. Une surveillance plus efficace par les actionnaires devrait déboucher sur une meilleure surveillance de la rémunération du PDG et un coefficient de régression significativement négatif sur **ra5** révèle probablement un problème d'enracinement de la direction de la firme (12).

Pour que **ra5** soit un indicateur du caractère efficace de la concentration actionnariale comme mode de surveillance et de contrôle de la direction, il faudrait que **ra5** soit corrélé positivement avec l'information disponible à propos de la productivité de la direction. La théorie du tournoi justifie un grand écart de rémunération entre le n° 1 et le n° 2 de l'entreprise parce que c'est le seul moyen de pousser la direction à faire de gros efforts lorsqu'on manque d'information sur la productivité. Donc si l'argument du coût de l'information défendu par les tenants de la théorie du tournoi est vrai, **ra5** devrait être corrélé négativement avec les écarts de rémunération d'un échelon à l'autre. Ainsi **ra5** fournit un outil d'évaluation de l'importance de la rémunération à la fois pour la théorie du tournoi fondée sur le coût de l'information et pour l'enracinement de la direction.

La taille de la firme, **fsize**, fournit un indicateur raisonnable de la productivité de la direction. Fusionnez deux firmes et demandez si le

12. Cet argument suppose implicitement que la détermination de la structure actionnariale telle qu'elle est définie dans l'étude de Demsetz-Lehn est incomplète et que les caractéristiques des firmes non prises en compte dans leur modèle altèrent le degré de concentration actionnariale et peut-être l'efficacité de la surveillance de la direction par les actionnaires.

PDG de la nouvelle firme a une tâche plus difficile et plus importante que celle de chacun des PDG des sociétés précédentes. Les firmes plus grandes sont plus difficiles à gérer et il est probable que ceux qui sont choisis pour les diriger ont un parcours antérieur d'aptitude supérieure à diriger une entreprise. Toutefois la relation sous-jacente entre la rémunération du PDG et **fsize** n'est pas linéaire. C'est pourquoi les équations de régression sont établies avec le logarithme de la taille de la firme, **lfs**. Le pouvoir explicatif est accru par l'adoption de ces équations.

Le profit est mesuré par **asr**, la moyenne sur cinq ans des rendements mensuels obtenus par les actionnaires sur la base des cours de bourse. Cette variable fournit un second indicateur de la productivité de la direction. D'autres études sur la rémunération s'appuient sur des indicateurs analogues à **asr** pour apprécier la performance des PDG.

ydir indique le nombre d'années pendant lesquelles le PDG actuel a occupé ce poste. La théorie n'indique pas de relation entre la durée pendant laquelle la même personne occupe le poste de PDG et la structure des rémunérations au sein de la direction d'une entreprise donnée, mais cette variable est introduite principalement à titre heuristique ; cela permettra en outre, en cas de relation significative, de contrôler son impact. Comme il se peut que **ydir** soit corrélé avec une gestion performante aussi bien qu'avec une direction enracinée, son inclusion dans le modèle n'est pas qu'heuristique.

sp1 est la sensibilité de la rémunération globale du PDG aux variations du taux de rendement de la firme tel qu'il est mesuré par le marché boursier, **stdr** est l'écart type de ces taux de rendement sur l'ensemble de la période. Le produit de **sp1** par **stdr**, noté ici **stsp1**, dit de combien la rémunération globale du PDG devrait varier de mois en mois ; **stsp1** est donc une mesure du caractère aléatoire du flux des rémunérations du PDG, et en tant que tel, ce concept nous permet d'évaluer l'importance du risque par rapport à la rémunération du PDG. On peut aussi prendre cette variable comme un substitut de la variance du terme de l'erreur dans l'équation qui lie l'effort de la direction à sa rémunération, puisque le cours des actions d'une société au mois le mois peut varier pour des causes qui n'ont rien à voir avec l'effort de la direction. Sous ce rapport **stsp1** fournit, tout comme le fait l'indice de concentration actionnariale, une méthode pour évaluer l'importance de la théorie du tournoi fondée sur l'information comme explication des différences de salaires d'un échelon à l'autre de la direction. Il est cependant possible que la variation attendue de la rémunération de la direction d'un mois à l'autre ne soit pas un bon indicateur de l'imprécision de la relation (peut-être plus importante) existant à long terme entre l'application de la direction et sa rémunération. Mais si on remplace **stsp1** par la mesure de la variabilité attendue à long terme de la rémunération de la direction, il est à craindre que les erreurs de mesure

de l'effort se confondent avec les vraies différences de productivité de la direction. Par exemple, des variations dans le taux de rendements du marché, mesurés d'une décennie à l'autre, ont beaucoup plus de chances d'être le reflet de changements fondamentaux dans les affaires de la firme que d'être le reflet de la composante erreur dans la rémunération. Les variations mesurées sur des périodes beaucoup plus courtes, de mois en mois par exemple, ont beaucoup moins de chances d'être le reflet de changements fondamentaux et, en revanche, en ont beaucoup plus d'être le reflet de la composante erreur dans la formule de détermination de la rémunération. Le fait de ne pas connaître la durée appropriée de la période pour évaluer la composante erronée rend **stsp1** d'un usage plus ambigu que le taux de dissémination du capital en tant que mesure du degré d'erreur possible dans l'évaluation de la productivité.

Tableau 6.2

Statistiques sommaires relatives à quelques variables

Variables	Observations (nombre d')	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
sl	100	492 785,3	187 044,7	131 978	987 836
pl	79	734 889,3	561 029,1	174 154	3 934 127
fsize	100	1 741 607	2 829 134	37 462	1,78E+07
as	100	27,1776	17,8557	6,9	86,88
da5	100	-0,3427 169	0,706 401	-2,482 898	0,728 879
stsp1	100	0,082 96	0,021 150 3	0,04	0,143
sp1	82	22,502 81	26,426 58	-15,09	96,48
asr	81	0,178 753 1	0,111 493 1	-0,137	0,470
ydir	78	14,248 72	7,990 103	4	50
caps	100	0,774 624 1	0,165 286 4	0,165 401 9	1

La variable représentant la structure du capital, **caps**, est construite de manière à être corrélée positivement avec la part des capitaux propres sur les capitaux permanents. On l'utilise pour évaluer l'impact du *cash flow* disponible sur le montant de la rémunération du PDG. La théorie du *cash flow* disponible affirme que les intérêts que la firme doit payer en raison de son endettement, limitent la marge de manœuvre de la direction en réduisant les moyens dont elle dispose pour poursuivre ses propres objectifs aux dépens des actionnaires. La ré-

munération du PDG est objectivement une « fin personnelle » et, dans la mesure où la théorie du *cash flow* disponible est valide, **caps** devrait être corrélé positivement avec la rémunération du PDG (puisque **caps** est d'autant plus grand que le rapport des capitaux propres sur la totalité des actifs l'est).

subs est une variable auxiliaire qui est égale à un si le dirigeant, dont la rémunération est mesurée, est à la tête d'une filiale de la firme. On suppose que le PDG est en charge de la société mère ; c'est pourquoi **subs** court de **subs2** à **subs4**, l'indice numérique indiquant le rang du dirigeant dans la structure hiérarchique des rémunérations. Donc si le quatrième dirigeant d'une société exerce la fonction de PDG d'une filiale, **subs4** est égal à un (et à zéro dans le cas contraire). On a introduit **subs** afin de faire apparaître le fait que la mesure de la productivité du dirigeant d'un échelon inférieur est plus facile à déterminer à cause de la séparation des comptes de la filiale. La rémunération de tournoi devrait être moins présente si la performance du second niveau hiérarchique est plus facile à évaluer. Cependant, puisqu'un dirigeant qui exerce une telle responsabilité possède peut-être des capacités que ne possède pas le dirigeant de même niveau mais n'exerçant pas de telles responsabilités, on peut s'attendre à une relation de sens inverse à cause des différences de productivités ; l'écart de rémunérations entre un PDG et un cadre de deuxième rang qui dirige une filiale devrait être plus faible pour ces deux raisons.

La théorie du tournoi ne fournit pas d'éléments permettant d'identifier les attributs des firmes qui auraient davantage recours aux rémunérations de type tournoi. Si on connaissait ces attributs, il serait possible de voir s'ils étaient corrélés avec les différences structurelles dans les rémunérations. Cette absence de discussion nous a obligés à prendre les rapports des rémunérations des échelons successifs comme des indicateurs de recours à la rémunération de tournoi. On suppose que si deux firmes ont des rapports de rémunérations différents, celle qui a le plus grand, a davantage recours au concept de rémunération de tournoi. Ces rapports de rémunérations sont certainement des indicateurs très imparfaits. Un rapport plus élevé peut être le reflet d'une plus grande différence de productivités entre les deux échelons plutôt que le recours au concept de rémunération de tournoi. Pourtant, le *leitmotiv* de Lazear et Rosen est que la rémunération du PDG est très forte afin de faire apparaître un écart plus important que celui qui correspond aux différences de résultat. Cet écart majoré servirait de stimulant puisant pour inciter les dirigeants de niveau hiérarchique inférieur à se défoncer davantage que si l'écart était gouverné par la seule différence de productivité. Puisque Lazear et Rosen affirment qu'il n'y a pas de grandes différences de capacités entre celui qui obtient le poste et ceux qui ne l'ont pas obtenu, un écart majoré de rémunérations ne peut être attribué à une différence des productivités. À partir de cette assertion,

les différences de paie devraient être petites si elles n'étaient justifiées que par les différences de capacités. Si on l'accepte, l'importance relative des rémunérations constitue un bon indicateur du recours à la rémunération de type tournoi.

Il y a ainsi deux hypothèses jointes à l'œuvre dans la discussion de la théorie du tournoi par Lazear et Rosen. D'abord l'idée que la différence de capacités entre deux échelons successifs de la direction est faible. Ensuite, pour que les gens des échelons inférieurs soient stimulés, il est nécessaire de leur faire miroiter un gros lot et non pas seulement leur promettre une augmentation qui correspondrait seulement à une différence de capacités. La taille de l'écart de rémunération peut être prise comme un indicateur de l'importance de la rémunération type tournoi pour la firme considérée, si la théorie qu'on veut tester est construite sur la croyance qu'il n'y a pas une grande différence d'aptitude entre le PDG et les gens qui occupent l'échelon hiérarchique immédiatement inférieur. En ce cas, les rapports de rémunération, **rij**, deviennent un indice utile de l'importance de la place du tournoi dans les formules de fixation des rémunérations de la direction. Cependant puisque **rij** a **s1** comme composante, une corrélation mesurée entre **rij** et **s1** peut n'être que le reflet d'erreurs de mesure de la rémunération.

Le refus d'accepter l'idée qu'il n'y a pas de grandes différences de capacités entre le gagnant et les perdants impose de prendre en compte les différences de productivités pour expliquer les rémunérations relatives. On le fait en estimant les coefficients **ifs** et **asr** par la méthode de régression de type moindres carrés (OLS) qui examine la variation des rémunérations des dirigeants d'une firme à l'autre. **ifs** et **asr** sont considérés comme des indicateurs utiles de la productivité de la direction ; aussi l'équation de régression estimée fournit des rémunérations ajustées sur la base de la productivité. La régression est conduite séparément pour les deux niveaux hiérarchiques supérieurs, **s1** et **s2**. Ces coefficients sont utilisés pour calculer les montants ajustés de ces indices de productivité. Pour chacun des niveaux hiérarchiques notons **es1**, **es2**... ces valeurs ajustées, et formons les rapports **es1/es2**... **esi/esj** ; ces rapports sont les rémunérations relatives auxquelles on doit s'attendre si elles ne sont réglées que par les différences de productivité. Soustrayons-les des rapports observés afin de mesurer la fraction de l'écart relatif qui n'est pas expliquée par les différences de productivité et notons ces fractions **drjij**. **drjij** est nul si les deux rapports de rémunérations sont égaux, positif si le rapport observé est supérieur au rapport ajusté et négatif dans le cas contraire. On prend **drjij** comme un substitut « ajusté par la productivité » de **rij**. Un sous-produit de la substitution de **drjij** à **rij** est une réduction de l'impact des erreurs de mesure des variables. Là où une corrélation entre **rij** et **si** peut être attribuée aux erreurs de mesure, il est peu probable qu'une corrélation entre **drjij** et **si** puisse s'expliquer facilement de la même façon.

Tableau 6.3

Statistiques sommaires : structure des rémunérations

Variables	Observations (nombre, d')	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
p1	79	734 889	561 029	174 154	3 934 127
s1	100	492 785	187 044	131 978	987 836
s2	100	357 202	136 220	92 551	700 280
s3	100	271 855	104 825	92 551	513 017
s4	100	239 004	94 680	82 486	476 065
s5	100	211 637	86 967	78 511	430 655
r12	100	1,405	0,262	0,884	2,341
r23	100	1,328	0,213	1	2,172
r34	100	1,144	0,107	1	1,609
r45	100	1,139	0,095	1	1,455
<i>Statistiques sommaires : structure des rémunérations si s1>s2</i>					
p1	77	744 745	564 930	174 154	3 934 127
s1	97	495 331	188 667	131 978	987 836
s2	97	354 858	136 718	92 551	700 280
s3	97	270 540	105 713	92 551	513 017
s4	97	238 829	95 751	82 486	476 065
s5	97	212 194	88 032	78 511	430 655
r12	97	1,419	0,253	1,014	2,341
r23	97	1,327	0,215	1	2,172
r34	97	1,139	0,097	1	1,467
r45	97	1,135	0,093	1	1,455

dRij peut être interprété comme cette part de l'écart de rémunérations entre deux échelons hiérarchiques qui n'est pas explicable par les différences de productivité, aussi peut-on en déduire que la théorie du tournoi se trouve soutenue si les **dRij** sont reliés à des variables choisies comme indicateurs de la préférence des firmes pour le recours à la rémunération de tournoi. Trois variables sont susceptibles de rem-

plir cette mission : la concentration actionnariale, la direction d'une filiale par un cadre de la société mère et un substitut à la variance de la composante erreur dans la formule qui lie l'effort de la direction à la rémunération de la direction. On a déjà présenté et discuté ces trois variables : **ra5**, **subs** et **stsp1**. La théorie du tournoi reçoit du renfort si **dRij** est corrélé négativement avec **ra5** et **subs** et positivement avec **stsp1**.

cr4 est le taux de concentration de l'industrie à laquelle appartient la firme, ce taux est obtenu en faisant le rapport de la somme des chiffres d'affaires des quatre plus grandes firmes sur le chiffre total de l'industrie, l'industrie étant définie à partir de la nomenclature à quatre chiffres du SIC. Il est utilisé afin de savoir quelles sont, pour les membres de l'équipe dirigeante de la firme, les possibilités de changement de firme. Est-ce que les possibilités de changer avec profit ne sont pas réduites lorsque le marché est dominé par un tout petit nombre de firmes ? Cette variable est explicative pour les niveaux de rémunération des PDG plus que pour les montants des écarts de rémunérations entre différents niveaux hiérarchiques, puisque l'insuffisance d'occasions de changement, devrait affecter la rémunération de la direction en général (13).

Test de la théorie du tournoi

Les tableaux 6.4A et 6.4B présentent les chiffres susceptibles d'apporter les preuves de l'importance de la théorie du tournoi pour la structure des rémunérations. Le tableau 6.4A ne retient comme variables dépendantes que les rémunérations relatives, **r_{ij}**, alors que le tableau 6.4B s'appuie sur les substituts ajustés par les différences de productivité, **dR_{ij}**. On suppose que ces mesures des rémunérations relatives sont corrélées avec les rémunérations de tournoi sur l'ensemble des firmes étudiées.

Les ensembles des variables explicatives varient sous trois rapports seulement : les différents types d'indicateurs de la concentration actionnariale, **s1** et **p1** sont utilisés alternativement comme indicateurs de la rémunération des PDG et on examine trois niveaux seulement d'échelons inférieurs. Ces différents niveaux inférieurs donnent naissance, respectivement à trois variables dépendantes, **r12**, **r13** et **r14** ainsi qu'à trois variables auxiliaires **subs2**, **subs3** et **subs4**. Le tableau 6.4A est loin d'apporter des arguments en faveur de la théorie du tournoi comme théorie explicative majeure de la rémunération des PDG, et pas davantage pour la structure des salaires à l'intérieur de la

13. Dans les équations de régression non publiées ici dans lesquelles **cr4** a été inclus comme variable explicative, aucune relation n'a pu être établie entre **cr4** et les différentiels de salaires.

Tableau 6.4A

Rémunérations relatives régressées pour l'ensemble des firmes, sur la rémunération du PDG, sur la concentration actionnariale, sur l'âge de la rémunération, sur l'ancienneté dans le poste du PDG et sur les rémunérations des dirigeants des filiales (14)

	(1) r12	(2) r12	(3) r12	(4) r12	(5) r13	(6) r13	(7) r14
s1	8,5E-08 (0,43)	6,5E-08 (0,33)	1,4E-07 (0,74)		4,2E-07 (1,76)		
p1				5,9E-08 (0,83)		3,0E-08 (0,41)	5,7E-08 (0,68)
a5	0,0011 (0,54)						
ra5		-0,0260 (-0,54)	-0,0365 (-0,77)	-0,0128 (-0,26)	-0,0776 (-1,33)	-0,0762 (-1,25)	-0,0498 (-0,72)
stsp1	-0,0005 (-0,04)	0,0002 (0,01)	-0,0034 (-0,26)	0,0007 (0,05)	0,0210 (1,33)	0,0142 (0,87)	0,0256 (1,39)
ydir	-0,0104 (-2,5)	-0,0098 (-2,35)		-0,0096 (-2,34)	-0,0121 (-2,42)	-0,0133 (-2,58)	-0,0139 (-2,40)
subs2	-0,0052 (-1,03)	-0,0817 (-0,89)	-0,0515 (-0,56)	-0,0783 (-0,86)			
subs3					-0,0268 (-0,72)	-0,0451 (-0,49)	
subs4							-0,0183 (0,18)
constante	1,5260 (10,68)	1,5402 (11,21)	1,3576 (12,09)	1,5368 (17,23)	1,7949 (11,21)	1,9984 (18,35)	2,2048 (17,88)
R ² ajusté	0,04	0,04	-0,02	0,04	0,11	0,06	0,04
N	78	78	82	75	78	75	75

14. Si nous avions inclus dans le tableau 6.4A une équation de régression de r14 par rapport à s1, cela aurait donné une colonne (8) qui aurait entretenu avec la colonne (7) le même type de relation que (5) avec (6) à propos de r13. En fait, le coefficient reliant r14 et s1 est plus fort que celui qui relie r13 et s1, ce qui indique que la rémunération d'un échelon dépend de moins en moins du profit au fur et à mesure qu'on descend dans la hiérarchie. Le fait que la corrélation entre r14 et s1 ne soit pas confirmée par l'équation (7) qui utilise la rémunération globale du PDG, confirme l'interprétation donnée ci-dessus à propos des différences entre les équations de régression (5) et (6).

direction des firmes. Si la théorie du tournoi est importante, on devrait observer une relation positive significative entre les rémunérations relatives et la rémunération reçue par le PDG. Or une seule équation de régression du tableau 6.4A, la cinquième, pourrait établir une telle relation. Toutefois ce soutien n'est qu'apparent. On ne trouve plus de corrélation lorsqu'on remplace le salaire par la rémunération globale ainsi que le montre la colonne 6. Une explication plausible de cette différence de résultat lorsqu'on change d'indicateurs de la rémunération du PDG est que les montants plus élevés de rémunération au sens étroit, s1, sont corrélés avec des montants plus faibles de la part liée au profit. Un PDG qui reçoit une forte participation aux bénéfices, reçoit généralement un salaire de base plus faible. Cette réduction du salaire du PDG défini au sens étroit, ne s'applique pas aux échelons inférieurs de la direction dans la plupart des cas. À cause de cela, l'écart tel qu'il est mesuré par r13 doit diminuer au fur et à mesure que l'importance du profit dans le calcul de la rémunération du PDG augmente ; et ce phénomène est la principale explication du pouvoir explicatif un peu plus grand de la régression numéro 5. En fait, s1 et sp1 (cette dernière indiquant la sensibilité de la rémunération globale du PDG à la performance de la firme) ont une corrélation fortement négative (-0,37). L'introduction de la partie liée au profit dans l'indicateur de la rémunération du PDG évite l'erreur de mesure impliquée et nous avons vu que la substitution de s1 à p1 fait disparaître la corrélation entre la rémunération du PDG et les différences de rémunération de deux échelons successifs (15).

Que cela ne soit pas vrai par rapport à s2 suggère que la rémunération dont bénéficient les numéros 2 de la hiérarchie, varie avec le profit (comme celle du PDG) alors que ce n'est pas le cas pour les échelons inférieurs. Aussi lorsque r12 est la variable dépendante, comme c'est le cas pour la régression (1), aucune relation n'apparaît avec s1 (16).

La dernière variable, ydir, l'ancienneté du PDG dans le poste, est plus significative que toutes les autres variables dans toutes les équations. Le caractère négatif du coefficient de ydir suggère que les rémunérations des échelons inférieurs augmentent, au fur et à mesure

15. Les corrélations simples entre r12 et s1 et p1 respectivement pour les firmes des régressions en cause, sont toutes les deux égales à 0,12. Puisque par définition, une plus grande valeur de r12 est le reflet d'un salaire plus élevé du PDG et/ou d'un salaire plus faible du second échelon, une corrélation de 0,12 n'a rien d'impressionnant.

16. NDT Le lecteur peu habitué à la statistique peut s'étonner d'un R² ajusté négatif. Ne s'agit-il pas d'un carré ? En fait la formule qui donne R² ajusté est la suivante : R² ajusté = 1 - (N-1)(1-R²)/(N-k-1). N étant le nombre d'observations et k le nombre de variables explicatives (ici 4 ou 5 selon les colonnes). Un R² ajusté négatif est un indice de faiblesse du R². On le calcule pour pouvoir comparer des équations de régression qui ont même variable dépendante mais pas les mêmes variables explicatives et/ou pas même nombre d'observations.

que l'ancienneté dans le poste de PDG augmente. Cela peut provenir du fait que les échelons inférieurs ont plus de responsabilités lorsque le PDG approche de la retraite. Cela peut venir du fait que l'ancienneté dans le poste de PDG est corrélée avec l'ancienneté dans les postes des gens des échelons inférieurs mais que le profil temporel de la rémunération de ces derniers est plus pentu que celui du PDG. Le coefficient négatif n'est pas cohérent avec l'hypothèse d'un impact significatif de l'enracinement du PDG sur sa rémunération puisque, si l'enracinement est mesuré par le nombre d'années en poste, cela devrait accroître l'écart entre sa rémunération et celles des échelons inférieurs, sauf à supposer que ces échelons inférieurs bénéficieraient proportionnellement plus de cet enracinement que le PDG lui-même. Il est plus plausible d'imaginer que, plus le nombre d'années en poste est grand, plus la productivité du PDG est faible comparativement à celles des échelons immédiatement inférieurs (17).

L'interprétation la plus admissible de ces coefficients est qu'ils ne viennent pas à l'appui de la théorie du tournoi. Ils n'ont que peu de pouvoir explicatif. Cette vision des choses est confirmée dans le tableau 6.4A par le fait (1) que la relation entre les rémunérations relatives et l'indice de la variance de l'erreur dans la mesure de la productivité, **stsp1**, n'est pas positive comme on s'y attendait, (2) que les relations entre les rémunérations relatives et (a) les indices de concentration actionnariale et (b) et **subs2**, **subs3** et **subs4** sont négatives (18).

Le tableau 6.4B remplace **rij** par **dRij** et compare **s1** et sa valeur ajustée, **es1**, comme variables explicatives. Le fait d'ajuster les données des rémunérations relatives pour tenir compte des différences de productivité d'une firme à l'autre n'ajoute rien à l'éventuel pouvoir explicatif de la théorie du tournoi. Les tableaux 6.4A et 6.4B conduisent aux mêmes résultats. Il est possible que la taille de l'échantillon soit trop faible pour découvrir une preuve de l'importance de la théorie du tournoi dans la fixation de la rémunération des PDG. Mais comme nous le verrons, la taille de l'échantillon n'est pas trop faible pour nous

17. Les tableaux qui présentent les résultats des analyses de régression n'incluent pas de variable mesurant l'âge du PDG bien que j'aie fait des calculs incluant cette variable. Cette variable âge ne se distingue pas de façon significative de zéro et, l'introduction de l'âge dans les équations ne modifie aucun des résultats obtenus en ne tenant pas compte de cette variable. Le seul résultat légèrement affecté par cette introduction est que le coefficient de **ydir** est un peu plus significatif. Le signe, la significativité et la magnitude générale des autres coefficients ne sont pas substantiellement changés.

18. Étrangement l'écart entre la rémunération du PDG et celle du troisième niveau, comme on le voit dans la moitié droite du tableau 6.4A, est davantage réduit lorsque l'agent du deuxième niveau dirige une filiale que ne l'est l'écart entre la rémunération du PDG et celle de l'agent au niveau 2 comme on peut le voir dans la moitié gauche du même tableau. Le même phénomène est observable pour l'écart entre le PDG et le numéro 4, cet écart est plus faible dès l'instant où le numéro 2 dirige une filiale.

empêcher de conclure que deux variables seules (la taille de la firme et le taux de rendement), suffisent à expliquer une grande part de la variation des rémunérations des PDG d'une firme à l'autre.

Tableau 6.4B

Différences entre les valeurs réelles et les valeurs ajustées des rapports des rémunérations, dR_{ij} , régressés sur le montant du revenu $s1$, sur les taux de concentration actionnariale $a5$ et $ra5$, sur le caractère aléatoire de la rémunération $stsp1$, sur l'ancienneté dans le poste du PDG $ydir$ et sur la direction de filiale sub .

	$dR12$	$dR12$	$dR12$	$dR12$	$t12$
s1	1,17E-07 (0,62)	1,39F-07 (0,74)		1,14E-07	6,49E-08 (0,33)
es1			-7,30E-08 (-20,29)		
a5			0,0010 (0,54)		
ra5	-0,02611 (-0,54)		-0,0309 (-0,65)	-0,0261 (-0,54)	-0,0260 (-0,54)
ydir	-0,0096 (-2,33)		-0,0103 (-2,59)	-0,0096 (-2,28)	-0,0098 (-2,35)
sub2	-0,0779 (-0,85)		-0,0928 (-1,01)	-0,0780 (-0,84)	-0,0817 (-0,89)
stsp1				-0,0007 (-0,85)	0,0002 (0,01)
constante	0,1156 (0,90)	0,2181 (1,51)	0,995 (0,73)	0,1181 (0,85)	1,5402 (11,21)
R² ajusté	0,06	0,06	0,06	0,05	0,04
N	77	77	77	77	78

Origines de la variation des rémunérations des PDG

Dans le tableau 6.5A, les équations (1) et (2) ont pour variable dépendante **s1**, la rémunération du PDG définie au sens restreint ; les équations (3) et (4) prennent **p1**, la rémunération au sens large. L'équation (1) diffère de l'équation (2) de la même façon que (3) diffère de (4), à savoir le choix de la variable censée mesurer l'enracinement de

la direction. Dans les équations (1) et (3) on utilise **a5** alors que dans les équations (2) et (4) on utilise **ra5**. Ces variables **a5** et **ra5** devraient être corrélées négativement avec la rémunération du PDG si l'enracinement de la direction explique une part importante de la variation de la rémunération du PDG, mais ces régressions ne confirment pas la présence d'un fort enracinement des directions. On ne trouve pas d'avantage de soutien à la présence d'un enracinement de la direction si on prend comme variable **caps**, la variable représentant la structure du capital ; on voit que les coefficients obtenus ne sont guère différents de zéro.

Puisque **cr4** a été choisi comme devant se corrélérer inversement avec le nombre d'occasions pour le PDG de valoriser ses compétences dans le même secteur d'activité, on s'attend à un coefficient négatif ; moins il y a de possibilités de changement de sociétés, plus la rémunération nécessaire pour obtenir leurs services sera faible. Toutefois, il est vrai aussi que plus **cr4** est élevé, moins une firme a de choix pour le recrutement d'un PDG si elle n'est pas satisfaite de celui qu'elle a actuellement ; c'est pourquoi l'effet des variations de **cr4** sur la rémunération du PDG n'est pas clair. De plus les aptitudes d'un PDG ne sont pas nécessairement spécifiques à une industrie, auquel cas le marché des PDG va bien au-delà de l'industrie à laquelle appartient la firme. Quelle que soit la raison avancée, les faits suggèrent que **cr4** n'est pas corrélé avec le caractère plus ou moins monopsonique du marché des PDG.

Les variables de la théorie du tournoi, **r12**, **r13** et **r14**, tout comme dans les tableaux 6.4A et 6.4B, ne montrent aucune relation statistique avec la rémunération du PDG. Que **r14** (NDT tableau 6.5A) soit relié positivement avec la rémunération du PDG dans les équations (1) et (2) et pas dans les équations (3) et (4) s'explique de la même manière que dans le tableau 6.4A par la corrélation négative qui lie **s1** et **sp1**.

Les seules variables qui sont corrélées assez bien avec la rémunération du PDG sont **lfs** et **asr**, les variables qui, de façon plausible, servent d'indicateurs de la productivité de PDG. De ces deux variables, le logarithme de la taille de la firme est la plus importante. Le beaucoup plus grand pouvoir explicatif des équations (1) et (2) comparativement à celui des équations (3) et (4) peut être attribué au fait que les firmes plus petites s'appuient plus que les grandes firmes sur une rémunération liée à la performance. La corrélation entre **lfs** et **sp1** est égale à -0,43. Comme la performance est beaucoup moins stable ou prévisible que la taille, la corrélation (0,58) entre **p1** et **lfs** sera plus faible parce que son rapport avec la performance est beaucoup plus fort que ne l'est **s1** (la corrélation entre **s1** et **lfs** est d'ailleurs égale à 0,73).

Le tableau 6.5B utilise cette information pour mettre l'accent sur les variables **lfs** et **asr**. Cela permet d'utiliser la totalité de l'échantillon de 100 firmes lorsque les rémunérations sont entendues au sens res-

treint (**s1**, **s2**, **s3** et **s4**) puisqu'aucune de ces variables n'est employée dans l'analyse de Murdoch. Un pouvoir explicatif considérable est trouvé pour ces deux variables seules [l'équation de régression (5), qui utilise **p1** pour mesurer comme indicateur de la rémunération du PDG est présentée de telle sorte qu'on puisse faire des comparaisons avec les équations de régression qui incluent **s1**].

Tableau 6.5A

Les rémunérations du dirigeant régressées sur la concentration du capital, le logarithme de la taille de la firme, la moyenne annuelle des rendements boursiers, la concentration de l'industrie et les rapports de la rémunération du PDG sur celles des échelons immédiatement inférieurs

	(1) s1	(2) s1	(3) p1	(4) p1
a5	-191,88 (-0,25)		-1 039 (-0,31)	
ra5		-15 157 (-0,82)		-78 853 (-0,97)
lfs	115 041 (10,33)	115 021 (10,44)	298 886 (6,00)	299 157 (6,08)
asr	232 363 2,04	220 284 (1,95)	1 380 773 (2,77)	1 317 321 (2,68)
ydir	-2 565 (-1,54)	-2 469 (-1,50)	3 382 (0,47)	3 822 (0,53)
caps	4 211 (0,05)	-107 (0,00)	-155 585 (-0,42)	-180 246 (-0,49)
cr4	-854 (-1,37)	-857 (-1,38)	-1 592 (-0,58)	-1 575 (-0,58)
r12	-49 673 (-0,84)	-51 608 (-0,88)	330 830 (1,27)	321 354 (1,15)
r13	25 670 (0,32)	22 053 (0,28)	-262 078 (-0,73)	-275 766 (-0,80)
r14	135 963 (2,04)	136 898 (2,09)	224 384 (0,75)	226 983 (0,78)
constante	-1 312 931 (-7,14)	-1 311 498 (-7,32)	-3 851 097 (-4,77)	-3 853 806 (-4,91)
R² ajusté	0,65	0,65	0,37	0,38
N	76	76	73	73

Le tableau 6.5B révèle que, plus l'échelon considéré de la direction est bas, la taille de la firme joue un rôle plus important que le rendement boursier moyen ; mais il révèle aussi que les forces à l'œuvre pour expliquer la rémunération du second niveau de la hiérarchie sont à peu près les mêmes que celles qui déterminent la rémunération du PDG. La régression (5) qui utilise la rémunération globale comme variable dépendante a un R^2 beaucoup plus faible que l'équation (1) qui est calculée avec la rémunération restreinte. Cela ne doit pas étonner dans la mesure où les éléments de la rémunération liés à la performance de la firme sont probablement moins corrélés avec la taille de la firme que ne l'est le salaire augmenté d'un bonus monétaire.

Tableau 6.5B

Les rémunérations de la direction des firmes régressées sur le logarithme de la taille de la firme et sur la moyenne des rendements boursiers sur cinq années

	(1) s1	(2) s2	(3) s3	(4) s4	(5) p1
lfs	107 225 (9,61)	78 226 (9,22)	66 584 (11,61)	60 899 (11,90)	282 620 (6,85)
asr	291 983 (2,46)	231 242 (2,57)	101 363 (1,67)	96 078 (1,77)	1 269 670 (2,94)
constante	-1 026 429 (-6,71)	-758 156 (-6,53)	-661 633 (-8,42)	-613 299 (-8,75)	-3 323 822 (-5,90)
R^2 ajusté	0,55	0,53	0,63	0,64	0,42
N	100	100	100	100	78

À grands traits, le travail empirique rapporté ci-dessus conduit aux conclusions suivantes : (1) plus l'accent est mis sur le recours à une rémunération liée à la performance, plus le salaire proprement dit est faible (*i.e.* s1 est inversement lié à sp1) ; (2) l'influence *relative* de la performance (mesurée par asr) comparativement à la taille de la firme est d'autant plus forte qu'on considère des échelons plus élevés de la direction. Tout en étant silencieuse sur les cas spécifiques, l'analyse précédente, considérée dans sa généralité, ne fournit aucun argument susceptible d'affirmer que la théorie de la productivité ne joue aucun rôle comme variable explicative importante du montant de la rémunération de la direction, même si la taille de la firme, la variable la plus explicative des variations de ces rémunérations, peut donner l'impression que cette rémunération suit une règle pifométrique plus ou moins

mécanique (*i.e.* ne suivant apparemment pas une règle logique) aussi bien qu'une règle établie d'après la productivité de la direction. En revanche, l'étude n'apporte aucun soutien à la théorie du tournoi comme déterminant des variations de la rémunération du PDG.