

# Impact du cadre légal sur le revenu des actionnaires : preuve par la non-normalité

Cécile KHAROUBI-RAKOTOMALALA\*

Christophe MOUSSU

*ESCP-EAP European School of Management*

*Classification JEL* : C19, G12, G30, K20 – *Réception* : janvier 2007 ; *Acceptation* : décembre 2007

*Correspondance* :

ckharoubi@escp-eap.net ; moussu@escp-eap.net

*Résumé* : Cet article propose un modèle de l'incidence du cadre légal sur la forme du revenu des actionnaires. Le modèle permet de traiter successivement le droit des créanciers, le droit des actionnaires et la réglementation du travail. Le modèle révèle des différences dans l'asymétrie du revenu d'un actionnaire minoritaire, en fonction du degré de réglementation sur chacun des axes légaux retenus. Les prédictions sont testées sur 21 pays de l'OCDE en recourant à une méthodologie empirique qui étudie l'impact des différences de réglementation sur la distribution de la rentabilité des actions. Les résultats des tests empiriques valident le modèle de partage de valeur sous des régimes juridiques différents, mettant en évidence l'importance de l'effet du cadre légal sur le revenu que s'approprient les actionnaires.

*Mots clés* : revenu des actionnaires – réglementation du travail – protection des investisseurs – non-normalité.

*Abstract* : We present a model of the effects of legal frameworks on the structure of shareholders' payoffs. This model takes into account the legal protection of creditors, the legal protection of shareholders and the regulation of the labor market. It reveals differences in the asymmetry of payoffs to minority shareholders, depending on the degree of regulation for each legal dimension. The predictions are tested for a sample of 21 OECD countries using a new empirical approach, looking at the impact of regulation on the distribution function of stock returns. The results of the empirical evidence validate the value sharing model under different legal regimes. This provides new evidence in favour of the importance of the legal factors to understand the value delivered to shareholders.

*Key words* : shareholders' payoffs – labor regulation – investor protection – non normality.

---

\* Les auteurs tiennent à remercier Hoang Nguyen pour son aide sur la base de données ainsi que les deux rapporteurs anonymes pour leurs remarques et suggestions. Les auteurs demeurent seuls responsables des erreurs résiduelles.

La question de l'incidence des systèmes juridiques sur le développement des marchés financiers reste largement controversée comme en témoigne la synthèse critique de Charreaux (2006) portant sur les théories de la gouvernance. Les travaux de La Porta et *al.* (1998) ont ouvert un courant de littérature qui cherche à déterminer comment les règles de protection des investisseurs influencent les choix financiers des entreprises<sup>1</sup>. Se focalisant sur la question de l'expropriation des actionnaires minoritaires par un actionnaire de référence, La Porta et *al.* (2002) montrent, notamment, qu'une protection juridique plus élevée des minoritaires conduit à une valorisation plus forte des actions<sup>2</sup>.

L'objectif de cet article est de revenir sur la question de l'incidence du cadre légal sur les revenus délivrés aux actionnaires minoritaires. L'approche retenue est nouvelle à plusieurs titres. Une première innovation est d'ouvrir le champ d'analyse à d'autres réglementations que le droit des minoritaires. En effet, le niveau du revenu disponible pour l'actionnaire minoritaire dépend des règles juridiques qui encadrent les relations avec toutes les parties prenantes de l'entreprise, notamment les créanciers financiers ou les salariés. Par exemple, il est clair que le coût associé à des procédures de licenciement lourdes affecte négativement le revenu des actionnaires en cas de difficultés économiques. Inversement, un marché du travail réglementé tend à pénaliser la croissance des salaires en cas de cycle haussier et donc à faire progresser le revenu des actionnaires. Un autre exemple concerne les procédures de faillite qui affectent la valeur retirée par les actionnaires en cas de défaut. L'analyse de l'incidence du cadre légal sur le revenu des actionnaires ne se limite donc pas au droit des minoritaires mais doit être ouverte aux règles juridiques qui encadrent d'autres relations importantes de l'entreprise : le droit des créanciers et la réglementation du travail notamment.

---

<sup>1</sup> On peut notamment se référer à La Porta et *al.* (2002) pour la politique de dividendes et, pour la politique de détention de liquidités par les entreprises, à Ditmar et *al.* (2003). Une contribution récente de Fan et *al.* (2006) étudie l'incidence du système juridique sur la structure financière et la maturité des dettes.

<sup>2</sup> L'article montre aussi que le pourcentage de droit au flux de l'actionnaire de référence augmente la valorisation de l'entreprise, dans des pays à faible protection des actionnaires minoritaires. La mesure de valorisation retenue est le Q de Tobin, qui pose notamment le problème du contrôle des opportunités d'investissement. Les auteurs affirment régler ce problème par l'utilisation d'une variable de contrôle (croissance des ventes passées).

Un deuxième apport de l'article est de proposer une méthodologie simple qui permette de traiter les différentes réglementations dans un cadre commun. Celle-ci repose sur une analyse du partage de la valeur de l'entreprise entre ses différentes parties prenantes en fonction des niveaux de réglementation encadrant chaque type de relations. Issue de l'approche optionnelle, l'analyse s'intéresse à la forme du revenu pour l'actionnaire. Par exemple, l'action d'une entreprise portant une dette risquée n'est une option d'achat sur la valeur de l'entreprise que si le droit de priorité des créanciers en cas de faillite est total. La démarche rejoint celle de François et Morellec (2004) qui modélisent l'incidence d'une procédure de faillite particulière sur les revenus des actionnaires, des créanciers et sur la structure financière<sup>3</sup>. Elle s'en démarque dans le sens où l'on ne cherche pas à déterminer numériquement le revenu de l'actionnaire mais à identifier l'impact du cadre légal sur la forme de la distribution des revenus des actions. Par cette approche simple, reposant sur un nombre limité d'hypothèses, on aboutit à des prédictions précises quant à l'effet des différentes réglementations sur les caractéristiques non gaussiennes des distributions de rentabilité des actions. Le dernier apport de l'article est de tester empiriquement le modèle sur un échantillon d'entreprises de 21 pays de l'OCDE. Nous trouvons effectivement que le cadre légal a un impact significatif sur la déformation de la distribution de rentabilité des actions par rapport au cadre gaussien, validant les hypothèses du modèle proposé.

L'article est organisé de la manière suivante. Dans une première partie, nous présentons le modèle simple qui nous permet d'analyser successivement l'impact des différentes réglementations sur la forme du revenu de l'actionnaire. La seconde partie insiste sur la méthodologie retenue pour tester le modèle et présente la formulation des hypothèses. Les tests empiriques et les résultats sont présentés dans la troisième partie. Enfin, une dernière section conclut et ouvre des pistes de recherches futures.

---

<sup>3</sup> Pour une synthèse du champ de recherche sur les modèles structurels, on peut se référer aux travaux de Leland (2008) (notamment, son ouvrage à paraître intitulé « *Structural Models in Corporate Finance* »).

## 1. Revenu de l'actionnaire et cadre légal : un modèle simple

Dans une perspective financière standard, la forme du revenu pour l'actionnaire est influencée par le niveau et la nature des créances financières qui lui sont prioritaires. La prise en compte de la réglementation du crédit influence la forme du revenu des créanciers et, par conséquent, celle des actionnaires. Dans une perspective élargie de la valeur, d'autres types de créances émergent. Il est notamment possible d'envisager le bénéficiaire privé d'un actionnaire de référence ou les salaires comme des « créances » dont la forme dépend respectivement de la protection des investisseurs minoritaires et de la réglementation du marché du travail. La forme de ces revenus peut s'appréhender de manière intuitive à partir de modèles optionnels simples. La forme des gains pour l'actionnaire minoritaire découle alors de l'analyse. À partir d'un cadre de référence, la méthodologie consiste à étudier les déformations du revenu de l'actionnaire en intégrant, tour à tour, les différents types de créances envisagées<sup>4</sup>.

Dans un premier temps, nous partirons du cadre de référence classique de valorisation optionnelle des titres financiers (action et dette risquée). Puis nous ferons évoluer le modèle afin d'intégrer successivement les différentes composantes du cadre légal, à savoir le droit des créanciers, le droit des actionnaires et la réglementation du travail. Pour chaque dimension du cadre légal, des prédictions peuvent être formulées entre le degré de réglementation et la forme du revenu pour les actionnaires.

### 1.1. Le cadre de référence

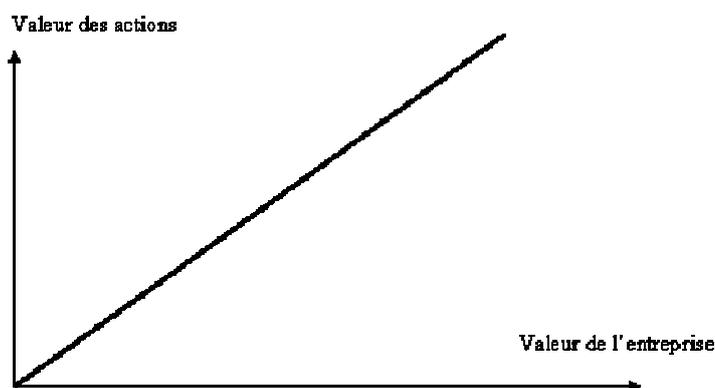
Le cadre de référence est celui d'une entreprise non endettée (ou portant une dette sans risque), dont la distribution des flux économiques est gaussienne. Comme dans le cadre financier classique, le flux est un flux après rémunération des salariés et la politique d'investissement est fixée. Il n'existe donc pas de conflits actionnaires.

---

<sup>4</sup> L'analyse de la priorité entre ces créances ne sera pas étudiée dans cet article puisque c'est le revenu de l'actionnaire minoritaire qui nous intéresse *in fine*. L'hypothèse que nous faisons est que la priorité relative de chacune des créances n'affecte pas l'analyse des différentes relations bilatérales (créanciers/actionnaires minoritaires, majoritaires/minoritaires, salariés/minoritaires).

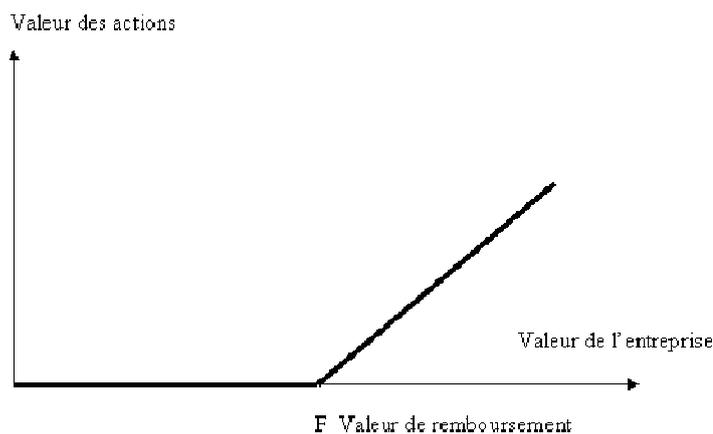
res/dirigeant, ni de contrôle par un actionnaire de référence pouvant générer des bénéfices privés pour celui-ci. Le revenu des actions dépend donc uniquement des flux économiques fixés de manière exogène. Dans un modèle à une période, il y a un flux économique unique qui est la valeur de l'entreprise en fin de période et la valeur de l'action est alors la suivante :

**Figure 1** – *Valeur des actions en fonction de la valeur économique : cas de l'entreprise non endettée*



Le risque de l'actif économique étant linéaire, le risque de l'action est également linéaire (gaussien). À partir de ce cadre de référence, nous pouvons relâcher certaines hypothèses : absence d'endettement risqué, absence d'actionnaires majoritaires, absence de prise en compte du processus contractuel de détermination des salaires. Suivant le modèle classique de décomposition optionnelle de la valeur de l'entreprise, les actionnaires ont une option d'achat sur la valeur économique lorsque la dette est risquée. La dette est une dette zéro-coupon de valeur de remboursement  $F$  à l'échéance.

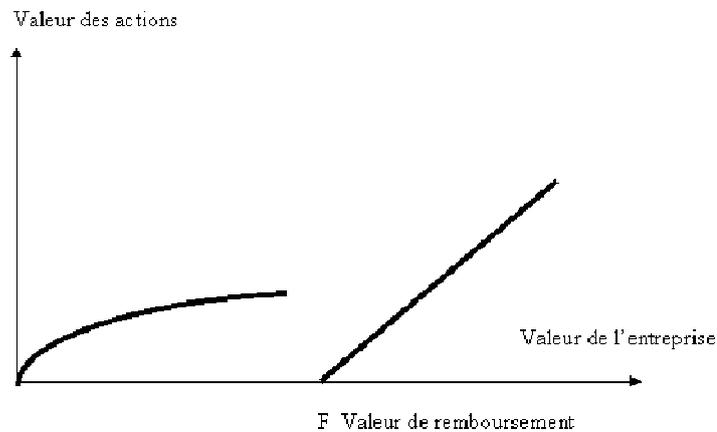
**Figure 2** – Valeur des actions en fonction de la valeur économique : cas de la dette risquée



### 1.2. L'impact du droit des créanciers

Cette représentation du revenu de l'actionnaire suppose, toutefois, que les actionnaires ont une responsabilité limitée et que les créanciers ont une priorité absolue sur les actionnaires en cas de défaut. La première hypothèse est vérifiée dans le cas d'entreprises cotées à actionnariat diffus. La deuxième hypothèse dépend du degré de protection des créanciers en cas de défaut en fonction de la réglementation sur la faillite. Si le management reste en place en cas de défaut, si une réorganisation est possible sans le consentement des créanciers, si la priorité en cas de liquidation n'est pas acquise, alors la priorité des créanciers en cas de défaut n'est pas totale puisqu'ils ne récupèrent pas l'intégralité de la valeur de l'entreprise. Un droit favorable aux créanciers donne le profil précédent. Un droit peu favorable aux créanciers implique une redistribution vers les actionnaires en cas de défaut qui conduit au revenu suivant :

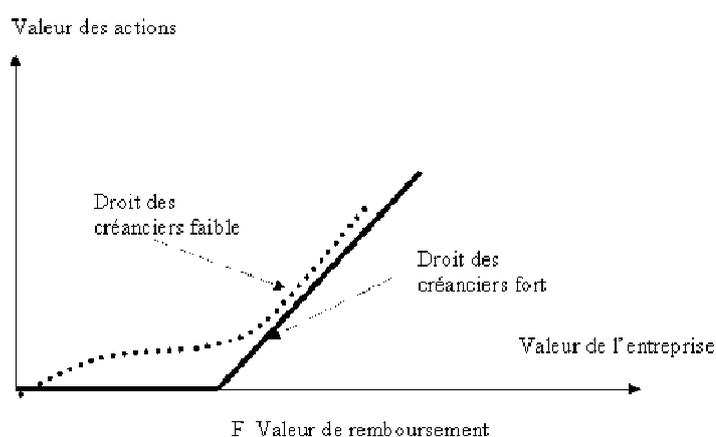
**Figure 3** – Revenu de l'actionnaire dans le cas d'un système juridique peu favorable aux créanciers (pas de renégociation stratégique en dehors du défaut)



L'examen du profil précédent révèle que les actionnaires n'ont jamais intérêt à ce que la valeur de l'entreprise soit juste au-dessus de  $F^5$ . La possibilité pour eux d'atteindre le point de défaut, pour profiter d'une réglementation sur la faillite qui leur est favorable, induit des possibilités de renégociation en dehors de la faillite. En termes de revenu pour l'actionnaire, cela conduit à rendre plus linéaire le revenu de l'actionnaire, comme dans la figure 4.

<sup>5</sup> La forme du revenu à gauche de  $F$  est indicative. Sa forme spécifique dépend de la nature précise de la réglementation.

**Figure 4** – Revenu de l'actionnaire dans le cas d'un système juridique peu favorable aux créanciers (avec renégociation stratégique avant défaut)



La forme du revenu pour l'actionnaire dépend donc du droit des créanciers. L'asymétrie du revenu de l'actionnaire est d'autant plus forte que le risque de la dette est fort et que le droit des créanciers est fort<sup>6</sup>.

### 1.3. Les bénéfiques privés du contrôle et la protection des minoritaires

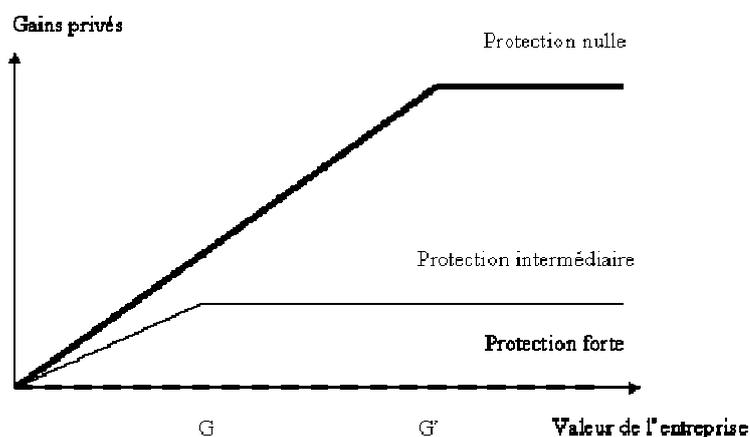
Le cadre de référence repose sur l'hypothèse que l'actionnariat est homogène. Or, l'existence d'actionnaires de référence implique que la forme du revenu des actionnaires minoritaires dépend de la qualité des mécanismes juridiques qui les protègent. Si le niveau de protection des minoritaires est faible, les possibilités d'expropriation par les majoritaires augmentent<sup>7</sup>. Cette expropriation prend la forme d'un gain privé

<sup>6</sup> Ce résultat suppose l'existence d'une dette risquée. L'étude empirique reviendra sur ce point.

<sup>7</sup> Les possibilités de gains privés pour le management peuvent constituer une alternative aux bénéfices privés des majoritaires, en fonction du niveau de concentration de l'actionnariat.

dont la valeur est une fraction  $\alpha$  de la valeur de l'entreprise jusqu'à un seuil maximal  $G^8$ . Plus le niveau de protection des minoritaires est faible, plus  $\alpha$  est fort et plus  $G$  est important.  $\alpha$  et  $G$  sont nuls dans le cas d'une protection totale des minoritaires. Dans le cas d'une protection nulle, on suppose que  $\alpha$  vaut 1 et que  $G$  est maximum et vaut  $G'$ .

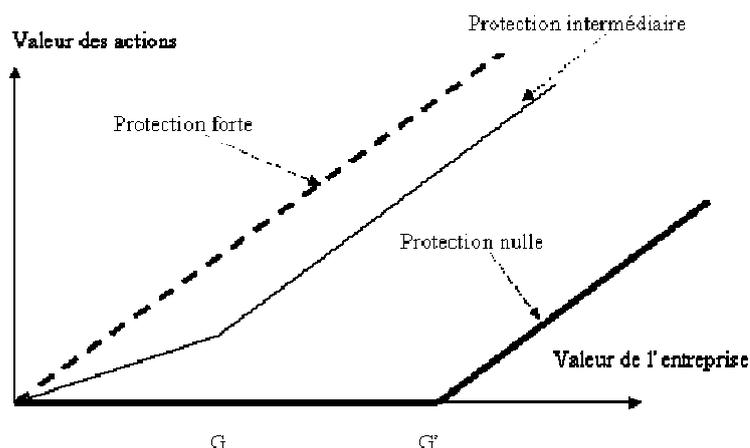
**Figure 5** – Gains privés des majoritaires selon le niveau de protection des actionnaires minoritaires



La forme du revenu pour l'actionnaire minoritaire est alors immédiate. Dans le cas d'une protection nulle, le revenu des actionnaires peut être représenté par une option d'achat sur  $V$  de prix d'exercice  $G'$ . Plus les possibilités d'expropriation par les majoritaires sont faibles, plus le revenu pour les actionnaires minoritaires tend vers une forme linéaire.

<sup>8</sup> Deux intuitions justifient ce choix : l'actionnaire majoritaire a des possibilités d'extraction plus faibles quand la valeur baisse et son gain privé ne peut pas être infini.

**Figure 6 –** Revenu des actionnaires minoritaires selon leur niveau de protection



#### 1.4. L'impact de la réglementation du travail et de la forme des salaires

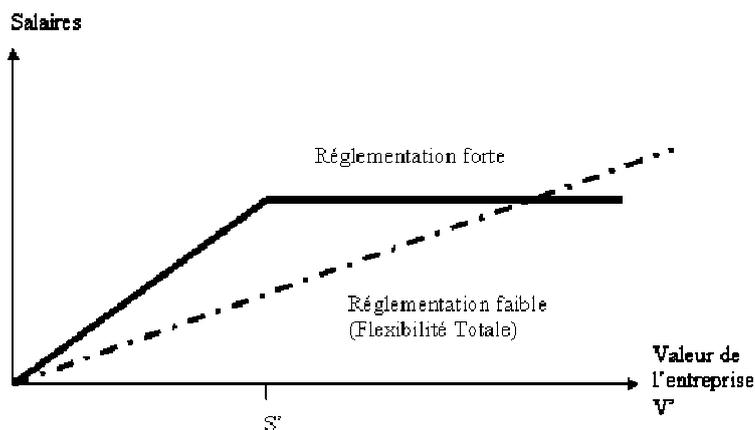
La définition traditionnelle de la valeur de l'entreprise ne permet pas de prendre en compte la forme des salaires. En définissant  $V' = V + S$  comme la valeur avant paiement des salaires, l'incidence de la forme des salaires sur le revenu des actionnaires peut être étudiée<sup>9</sup>. L'étude de la forme des salaires est complexe lorsque l'on prend en compte l'ensemble des mécanismes contractuels et de marché. Comme précédemment, c'est le partage de  $V'$  entre les salariés et les actionnaires en fonction de la réglementation du travail qui nous intéresse. Lorsque le marché du travail est peu réglementé, les salariés ont peu de protection contre le licenciement ou une baisse des salaires dans les mauvais états de la nature. Une baisse de  $S$  avec  $V'$  est donc anticipée. En revanche, la flexibilité sur le marché du travail conduit à une possibilité d'accroissement des salaires plus importante dans les bons états de la

<sup>9</sup> Dans ce cas, c'est la distribution de  $V'$  qui est normale. Dans le cadre financier classique, le salaire est une variable d'ajustement et la distribution de  $V$  est alors considérée comme normale. Le fait d'explicitier la forme du revenu  $S$  permet justement de préciser la forme de  $V$ .

nature, soit un accroissement des salaires avec  $V'$ . Dans un marché peu réglementé, la forme des salaires est donc une fonction croissante de  $V'$ , supposée linéaire en cas de réglementation nulle (flexibilité totale).

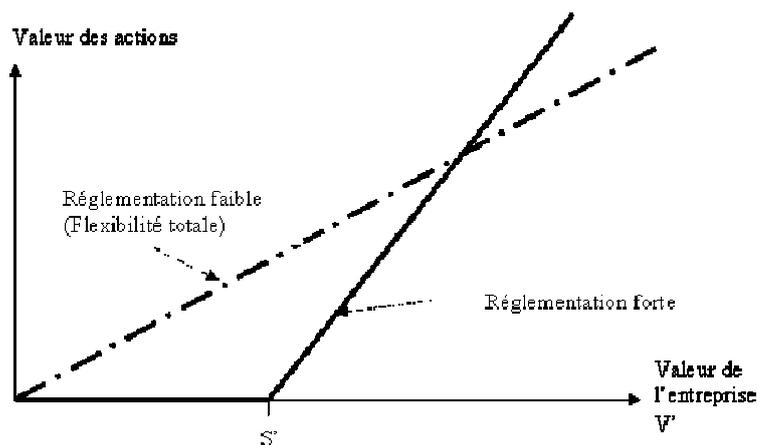
En revanche, un marché très réglementé se traduit par une plus forte viscosité des salaires par rapport au niveau de performance économique ( $V'$ ). Dans le cas d'une réglementation extrême, la valeur avant répartition revient intégralement aux salariés en-dessous d'un certain seuil  $S'$  pour celle-ci. Au-dessus du seuil  $S'$ , les salaires n'augmentent plus et les salariés reçoivent un salaire fixe noté  $S'$ . Dans ce cas, la forme des salaires est donc identique au revenu d'une dette risquée.

**Figure 7 –** *Forme des salaires en fonction de la réglementation du travail*



La forme des revenus pour l'actionnaire est alors immédiate. Dans le cas d'un marché très réglementé, le revenu serait un *call* de prix d'exercice  $S'$  ( $S'$  étant fixe).

**Figure 8** – Revenu de l'actionnaire en fonction de la réglementation du travail



Plus la réglementation sur le marché du travail est élevée, plus l'asymétrie sur le revenu des actionnaires est importante. En cas de flexibilité totale du marché du travail, le revenu est linéaire.

## 2. Méthodologie et formulation des hypothèses

L'objectif de cette partie est de proposer une méthodologie empirique permettant de tester les prédictions issues du modèle précédent. Deux points importants sont d'abord présentés : le passage d'une asymétrie sur le revenu de l'actionnaire à une asymétrie de la distribution de la rentabilité des actions et la cohérence entre l'utilisation de variables structurelles et de rentabilités journalières. Une revue rapide des déterminants connus de l'asymétrie est ensuite présentée afin de faire émerger certaines variables de contrôle indispensables à la spécification de notre modèle empirique. Cette partie revient ensuite sur les hypothèses issues du modèle théorique et testées dans la partie suivante.

## **2.1. Méthodologie**

L'objectif de l'article est de voir comment les variables légales influencent la forme du partage de la valeur dans une entreprise et, en particulier, la forme du revenu des actionnaires. Le modèle développé révèle l'incidence de trois axes légaux sur la forme de la distribution de rentabilité des actions, rendant celui-ci testable. Avant de présenter les mesures de non-normalité retenues, la question importante du lien entre les conclusions du modèle théorique et la formulation empirique des tests mérite d'être précisée.

Notamment, le fait que le modèle étudie l'impact du cadre légal sur la valeur que s'approprie l'actionnaire à l'échéance, alors que les mesures de non-normalité sont calculées sur des rentabilités journalières d'actions, peut paraître surprenant. La justification de cette méthodologie est double. Premièrement, le passage de la distribution de la capitalisation boursière à la distribution des rentabilités des actions ne pose pas de problème, car les caractéristiques distributionnelles des prix sont conservées par la transformation du prix en rentabilité arithmétique. Deuxièmement, le fait que le modèle structurel présente des flux terminaux obtenus sur des horizons temporels longs, alors que les tests sont effectués sur les rentabilités journalières des actions, peut également paraître inapproprié mais est en réalité très commun. Par exemple, l'incidence de l'endettement sur la mesure du risque systématique des actions révèle le caractère très classique du traitement d'une telle différence d'horizon en finance. Ce point méthodologique est important car il permet d'affirmer que la formulation empirique des hypothèses est cohérente avec les conclusions du modèle théorique proposé. Par conséquent, des résultats empiriques non concluants ne seraient pas imputables à une mauvaise spécification empirique des tests mais signifieraient un rejet du modèle, sous hypothèse que les mesures des variables soient adaptées.

Concernant les mesures de non-normalité, trois mesures sont retenues. Deux mesures sont génériques : il s'agit des moments centrés d'ordre 3 et 4, captant respectivement l'asymétrie de la distribution et la probabilité des événements extrêmes. La troisième est une mesure agrégée de ces deux composantes : il s'agit de la série en expansion de Cornish-Fisher utilisée dans Favre et Galeano (2000). Nous aurions pu effectuer les tests avec une mesure d'asymétrie alternative au coeffi-

cient d'asymétrie : la semi-variance<sup>10</sup>, mais cette dernière n'a pas été retenue pour plusieurs raisons. Premièrement, la semi-variance représente la variance des événements négatifs. Cet indicateur contient donc la définition implicite d'un seuil (ici zéro). Se pose alors la question du choix de ce seuil et de sa pertinence par rapport à notre problématique. Nous avons volontairement décidé de ne pas « calibrer » le modèle ici, et donc de ne pas déterminer la valeur de ce seuil. Deuxièmement, nous savons que tout semi-moment d'ordre  $n$  donne une indication sur le moment d'ordre  $n+1$  : ainsi l'utilisation de la semi-variance nous donne une indication sur le coefficient d'asymétrie. Enfin, un tel indicateur ne peut pas être incorporé à une mesure globale de type Cornish-Fisher, prenant en compte à la fois l'asymétrie et la probabilité des événements extrêmes.

Un dernier point méthodologique important doit être abordé. Comme nous testons l'incidence des variables légales sur les caractéristiques non gaussiennes des rentabilités, il convient de s'interroger sur les autres déterminants de l'asymétrie qui jouent un rôle de variable de contrôle dans notre modèle. Si la non-normalité des rentabilités est un fait empirique établi depuis longtemps (Fama, 1965), les modèles expliquant celle-ci sont rares. Deux modèles explicatifs de la non-normalité ont retenu notre attention : l'un fondé sur l'information, l'autre sur la liquidité.

Xu (2007) montre en effet comment l'hétérogénéité des croyances et l'existence de restrictions sur les ventes à découvert affectent le prix des actifs. Plus précisément, il montre comment le fait que les agents soient « *d'accord pour ne pas être d'accord* » sur la précision d'un signal commun a une incidence sur l'asymétrie de la réaction des prix à un bon et à un mauvais signal. Le modèle permet ainsi de révéler un certain nombre de déterminants de l'asymétrie, validés empiriquement sur des données américaines. Les contraintes sur les ventes à découvert, l'imprécision de l'information, la taille de l'entreprise<sup>11</sup> (utilisées comme variables d'approximation alternatives du coût des ventes à dé-

---

<sup>10</sup> Les tests ont également été réalisés avec la semi-variance à la place du coefficient d'asymétrie. Dans le cadre de l'étude empirique, nous pouvons vérifier que les résultats sont inchangés (tableau A de l'annexe).

<sup>11</sup> Un certain nombre d'auteurs ont démontré le lien entre l'asymétrie et la taille de l'entreprise dont D'Avolio (2002) ainsi que Geczy et al. (2002).

couvert) ou, encore, le volume de transaction<sup>12</sup> (variable permettant de mesurer le degré de désaccord sur le prix entre les intervenants de marché), ont un impact sur l'asymétrie de la distribution des rentabilités. Compte tenu de la nature des tests envisagés, nous retenons de ce modèle la variable de taille de l'entreprise comme variable de contrôle de la non-normalité.

De même, les analyses conceptuelles et empiriques de Amihud (2002) et Pastor et Stambaugh (2003) révèlent une relation négative entre le niveau de liquidité des marchés et l'asymétrie de la distribution des rentabilités des actions. Nous retenons comme indice de liquidité des marchés la variable de vitesse de rotation des titres publiée par le FIBV<sup>13</sup>. Deux variables de contrôle sont donc retenues : la taille de l'entreprise (*Taille*) et la liquidité des marchés (*Liquidité des marchés*).

## 2.2. Formulation des hypothèses

Nous venons de voir que des prédictions sur la forme de la distribution du revenu de l'actionnaire permettent de formuler des prédictions sur la forme de la distribution de la rentabilité des actions. La formulation des tests empiriques à partir du modèle est, dès lors, directe. Des prédictions sont formulées pour chacun des axes légaux retenus, i.e. le droit des créanciers, le droit des minoritaires et la réglementation du travail.

Concernant la première dimension du cadre légal, la figure 4 révèle que moins le système juridique est favorable aux créanciers, plus le profil du revenu pour l'actionnaire devient linéaire. Dans un système pro-créanciers, le revenu est en revanche très asymétrique, comme le prédit le modèle optionnel standard de valorisation des actions.

Une première hypothèse portant sur le degré de réglementation des créanciers peut donc être formulée :

*Hypothèse 1 : Le niveau de protection des créanciers augmente l'asymétrie et la probabilité des événements extrêmes.*

---

<sup>12</sup> Ce résultat a été démontré par de nombreux auteurs dont : Harris et Raviv (1993), Kandel et Pearson (1995), Odean (1998), Chen *et al.* (2001) et Hong et Stein (2003).

<sup>13</sup> Nous remercions le rapporteur anonyme qui nous a suggéré l'utilisation de cette variable. L'indice FIBV est disponible à l'adresse <http://www.world-exchanges.org>.

Concernant le droit des actionnaires minoritaires, la figure 6 révèle que plus la protection des actionnaires minoritaires est élevée, plus le profil du revenu de l'actionnaire est non linéaire. Pour une protection parfaite des minoritaires proscrivant toute possibilité de gain privé, le revenu des actionnaires est linéaire. Ainsi, une deuxième hypothèse s'énonce de la manière suivante :

*Hypothèse 2 : Le niveau de protection des actionnaires minoritaires diminue l'asymétrie et la probabilité des événements extrêmes.*

Enfin, en ce qui concerne la réglementation du travail, la figure 8 fait apparaître une relation positive entre le degré de réglementation et le caractère non linéaire du revenu de l'actionnaire. Ainsi, avec un marché du travail très flexible, le revenu de l'actionnaire est linéaire alors que son asymétrie est maximale dans un marché très réglementé. L'hypothèse 3 est alors immédiate :

*Hypothèse 3 : Le niveau de réglementation du travail augmente l'asymétrie et la probabilité des événements extrêmes.*

Pour chacune des trois hypothèses, l'impact sur l'asymétrie et la probabilité des événements extrêmes est identique. Nous pouvons donc étendre la formulation des hypothèses à la mesure agrégée de Cornish-Fisher, qui varie dans le même sens que les deux mesures précédentes.

### **3. Analyse empirique**

L'objectif de l'analyse empirique est de tester l'incidence de la réglementation sur le revenu des actionnaires. Le cadre théorique que nous avons défini montre comment les différences de réglementation, encadrant les relations de l'entreprise avec ses actionnaires, ses créanciers financiers et ses salariés, peuvent influencer la forme du revenu des actions. Des hypothèses testables ont été formulées dans la section précédente. L'analyse empirique prend la forme d'une analyse en coupe instantanée sur plusieurs pays et bénéficie du développement récent de nombreuses mesures structurelles. Si elle s'inscrit, à ce titre, dans le courant juridico-financier, elle s'en démarque par une approche

méthodologique nouvelle et l'extension des variables juridiques étudiées.

Après avoir présenté la construction de l'échantillon, nous présentons les variables utilisées et des statistiques descriptives de l'échantillon. Des tests non paramétriques préliminaires permettent de comparer les caractéristiques des distributions de rentabilité des actions en fonction du niveau de réglementation sur les différents axes légaux. Le recours à des régressions multiples sur l'ensemble des pays permet d'introduire des variables de contrôle et des effets croisés. L'utilisation de spécifications différentes des variables légales permet de tester la robustesse des résultats obtenus.

### **3.1. Construction de l'échantillon**

Notre étude porte sur 1 653 entreprises cotées dans les 21 pays de l'OCDE. La limitation de l'analyse aux pays de l'OCDE est destinée à nous assurer que les marchés financiers sont suffisamment liquides, puisque nous utilisons des rentabilités journalières pour définir nos mesures de non-normalité. Le choix des entreprises est effectué en se référant à la composition des indices qui nous paraissent les plus importants pour chaque pays. Cette méthodologie nous assure de retenir les actions les plus liquides, tout en travaillant sur des données censées refléter au mieux la composition du marché financier. Le tableau 1 présente les différents pays retenus ainsi que les indices de référence et le nombre d'entreprises pour chaque pays.

Les données proviennent de plusieurs sources. Des données comptables au 31 décembre 2002 ont été extraites de *Worldscope* pour définir certaines variables au niveau des entreprises. Des cours boursiers journaliers de clôture ont été extraits sur *Datastream* pour calculer les mesures de risque des actions de chaque entreprise pour l'année 2002<sup>14</sup>. Enfin, les mesures des variables réglementaires et légales sont des mesures par pays dont les définitions sont données ci-dessous.

Le fait que certaines entreprises composant les indices soient manquantes vient de l'incomplétude de l'une ou l'autre base pour certaines observations ou de la difficulté à réconcilier les deux sources pour d'autres observations. Le poids excessif de certains pays dans notre échantillon n'est pas un problème en soi puisque le recours à une tech-

nique de « regroupement<sup>15</sup> » permet de vérifier la robustesse des résultats.

**Tableau 1 – Composition de l'échantillon**

Pays	Indice de référence	Nombre d'entreprises
Allemagne	DAX 100	84
Autriche	ATX	21
Australie	All ordinaries	109
Belgique	BEL 20	9
Canada	TSX	236
Danemark	OMX 20 (Copenhagen)	10
Espagne	IBEX 35	23
Etats-Unis	S&P 500	361
Finlande	HEX 20	16
France	SBF 250	191
Grande-Bretagne	FTSE 350	230
Grèce	ATG	14
Irlande	ISEQ	36
Italie	MIB 30	13
Japon	Nikkei 225	201
Norvège	OSEAX	15
Nouvelle-Zélande	NZSE 50	21
Pays-Bas	AEX	14
Portugal	PSI 20	14
Suède	OMX	17
Suisse	SWX	19
	21 pays	1653

<sup>14</sup> Les données boursières ont été extraites sur une base journalière du 1<sup>er</sup> janvier 2002 au 31 décembre 2002, soit 260 points environ par entreprise pour l'année.

<sup>15</sup> « Cluster » en anglais.

Comme le révèle le tableau 2, les rentabilités des actions sur l'échantillon constitué présentent une asymétrie légèrement positive et un coefficient d'aplatissement supérieur à trois. Un test non paramétrique de normalité a été effectué sur ces niveaux d'asymétrie et d'aplatissement et a permis de conclure que ces rentabilités étaient non gaussiennes. Nous avons également vérifié la stabilité des résultats quand la fréquence de calcul des rentabilités change, en passant de données journalières à des données hebdomadaires (*cf.* tableau B de l'annexe). Nous constatons que les signes des moments ne sont pas modifiés même si leur valeur et leur significativité changent. Quand on augmente l'intervalle de calcul, la distribution tend vers une loi normale, donc sans surprise, les coefficients obtenus sur des rentabilités hebdomadaires s'éloignent moins de la normalité. De plus, la significativité des résultats obtenus est moins bonne car le nombre de points utilisés pour calculer les moments étant moindre, les résultats obtenus perdent en robustesse.

**Tableau 2 –** *Statistiques descriptives de l'échantillon en coupe transversale (rentabilités journalières)*

Ensemble de l'échantillon	
Moyenne	0,0015
Ecart-type	0,0234
Asymétrie	0,3127**
Aplatissement	4,7692**
Nombre d'observations	1653

Note : \*\*\* significatif à un intervalle de confiance de 1 %.

\*\* significatif à un intervalle de confiance de 5 %.

\* significatif à un intervalle de confiance de 10 %.

### 3.2. *Présentation des variables*

Pour chaque type de variable légale, nous avons sélectionné une mesure principale et des mesures alternatives permettant de tester la robustesse des résultats. Le nom des variables figure entre parenthèses.

Pour la protection des minoritaires, nous avons retenu la mesure de La Porta et *al.* (1998) comme mesure principale. Il s'agit d'un indice mesurant le poids que le système légal donne aux actionnaires minoritaires par rapport aux actionnaires majoritaires ou au dirigeant, dans le processus décisionnel de l'entreprise (*DroitMinoritaires98*). Trois mesures alternatives permettent de tester la robustesse des résultats. Djankov et *al.* (2005) proposent un indice rénové fondé sur les lois et les réglementations applicables dans 72 pays en mai 2003 (*DroitMinoritaires03*). D'un point de vue méthodologique, le nouvel indice retire le poids accordé aux protections non écrites mais pouvant éventuellement être adoptées en faveur des actionnaires minoritaires. En effet, ces mesures sont plus répandues dans les pays de droit commun et leur prise en compte a pu introduire un biais en faveur des ces derniers dans la construction de l'indice précédent. La corrélation entre les deux indices est de 0,70 sur l'ensemble des pays couverts. Le fait que cet indice soit établi en considérant un état des règles postérieur à l'année de notre échantillon nous conduit toutefois à ne pas l'utiliser comme indice de référence. Il est de plus probable qu'il existe des décalages entre le droit, son application et la perception par le marché de l'incidence de nouvelles règles.

La deuxième mesure alternative retenue est la prime médiane payée dans les opérations de prise de contrôle (Dyck et Zingales, 2004). Cette variable peut être considérée comme une mesure des bénéfices privés du contrôle, qui sont d'autant plus élevés que la protection des minoritaires est faible. Cette mesure est donc une mesure indirecte de la variable légale. Elle a le mérite d'offrir une bonne approximation des possibilités d'appropriation de valeur par les majoritaires, qui cadre bien avec l'esprit de la théorie développée ici (*BlocContrôle*). Une dernière mesure est une mesure de concentration de la propriété développée par La Porta et *al.* (1998). Il s'agit du pourcentage d'actions détenues par les actionnaires les plus importants des dix plus grandes entreprises nationales de chaque pays. L'utilisation de cette mesure repose sur le fait empirique selon lequel la concentration est plus faible dans les pays où la protection de l'actionnariat est plus importante (La

Porta et *al.*, 1998). Comme précédemment, cette mesure est indirecte mais constitue une approximation de l'importance des gains privés potentiels des majoritaires (*Concentration*).

Pour la protection des créanciers financiers, nous retenons l'indice développé par La Porta et *al.* (1998). Cette variable est destinée à mesurer le niveau de protection juridique des créances seniors garanties en cas de défaut de l'entreprise. Tant les procédures de restructuration que les procédures de liquidation sont examinées. Cinq variables entrent dans la constitution de l'indice : deux portent sur l'exercice effectif des garanties ; deux, sur le pouvoir des créanciers quant à l'adoption d'une procédure de restructuration et au sort de la direction générale en cas d'adoption d'une procédure ; enfin, la dernière variable concerne l'existence ou non d'une obligation de réserve légale dans l'entreprise. L'indice de protection des créanciers ainsi défini offre une « bonne » approximation de la capacité des créanciers à capter la valeur de l'entreprise en cas de défaut, selon différentes perspectives : exercice de garanties, liquidation ou restructuration.

Il s'agit, donc, d'une mesure pertinente par rapport au cadre théorique posé qui repose sur le partage de valeur entre les actionnaires et les créanciers en cas de défaut (*DroitCréanciers98*). Une étude récente de Djankov et *al.* (2006) montre la grande stabilité du droit des créanciers dans le temps et l'importance de la variable légale pour expliquer le développement du crédit privé. Leur mesure est très proche de l'indice précédent et couvre 129 pays sur une période de 25 ans : la corrélation entre les indices en 1978 et 2003 est de 0,95. Les niveaux des indices ne sont pas donnés directement, mais l'information fournie sur les changements de réglementation sur la faillite depuis la constitution de l'indice de La Porta et *al.* (1998) révèle que l'indice est le même en 2002 pour notre échantillon. Nous retenons donc l'indice de La Porta et *al.* comme indice de référence.

La dernière série de mesures envisagées concerne la réglementation du travail. Botero et *al.* (2004) fournissent une série d'indicateurs extrêmement précis pour 85 pays, qui permettent de définir trois indices agrégés portant respectivement sur les aspects légaux de la relation d'emploi, de l'action collective et de la protection sociale. La théorie que nous développons nécessite le recours à un indicateur ayant une incidence sur la flexibilité du marché du travail. Le premier indice nous paraît le plus pertinent pour appréhender cette dimension et nous

le retenons comme variable de référence<sup>16</sup> (*ReglTravail*). Il est composé de quatre sous-indices portant respectivement sur l'existence de contrats alternatifs d'emploi, le coût des heures supplémentaires, le coût de licenciement des salariés (*CoûtLicenciement*) et les procédures de rupture des contrats (*ProcLicenciement*). Les deux derniers sous-indices constituent des composantes clés de la flexibilité que nous retenons comme mesures alternatives. Cette hypothèse est validée par l'étude de Caballero et al. (2004). Utilisant ces deux sous-indices pour fabriquer un indice de sécurité du travail, ils montrent, sur un panel de 60 pays, l'impact très fort de ce dernier sur la vitesse d'ajustement de l'emploi à un choc. Le niveau très élevé de corrélation de ces sous-indices avec l'indice agrégé (*ReglTravail*) nous conduit à considérer celui-ci comme mesure de référence.

Afin d'utiliser des mesures issues de sources alternatives, nous retenons aussi les indicateurs de contrats de travail définis par l'OCDE (Nicoletti et al., 2006). L'indicateur retenu porte sur les contrats d'emploi « normaux » (par opposition aux contrats temporaires). L'indicateur porte sur le coût, les délais et la pénibilité des procédures de licenciement (*OCDETravail*).

Enfin, nous utilisons des mesures subjectives de réglementation du marché du travail issues de Pryor (2006). Ces mesures sont fondées sur la perception qu'ont les entreprises et certains experts du niveau de réglementation. L'avantage de la démarche est de prendre en compte la manière dont la loi est mise en vigueur. Son inconvénient est de reposer sur des jugements subjectifs qui peuvent être influencés par le schéma mental du répondant ou le cycle économique. Les questions portent sur quatre dimensions : l'impact du salaire minimum sur le recrutement, la flexibilité des pratiques de recrutement et de licenciement, la flexibilité du marché du travail (heures supplémentaires notamment) et les incitations au travail (en rapport au niveau de protection sociale notamment). Nous retenons l'indice agrégeant ces différents points (*SubjGénéral*) et le sous-indice portant sur les pratiques de recrutement et de licenciement (*SubjEmbLic*). Ces indices nous paraissent intéressants dans la mesure où ils constituent une bonne approximation de la perception que le marché financier a de la réglementation. Nicoletti et Pryor (2006) montrent que les mesures objectives (Nicolet-

---

<sup>16</sup> Nous ne retenons pas la variable légale d'action collective (pouvoir des syndicats, droit de grève) parce que le comportement des syndicats en matière de négociation salariale est trop hétérogène en fonction des pays.

ti et *al.* (2006)) et les mesures subjectives (Pryor, 2006) présentent des niveaux de corrélation élevés malgré leur différence importante de construction. L'utilisation de méthodologies alternatives pour mesurer le niveau de réglementation permet à la fois de renforcer la confiance dans les indicateurs retenus et de rendre compte de différentes facettes de la réglementation du marché du travail.

À la suite des choix effectués dans la partie méthodologique, nous retenons deux variables de contrôle : la taille de l'entreprise et un indicateur de liquidité des marchés financiers. Pour la taille de l'entreprise, nous retenons le logarithme népérien de l'actif économique en valeur comptable (*Taille*). Pour la liquidité des marchés, la variable retenue est celle publiée par le FIBV<sup>17</sup>, calculée en prenant le ratio entre le taux de rotation des actions « domestiques » et la capitalisation boursière du marché de cotation (*Liquidité des marchés*).

Pour tester l'impact du droit des créanciers, nous serons amenés à utiliser une variable de dette. Nous retenons, en priorité, un indicateur de dette long terme qui est cohérent avec un modèle optionnel de valorisation de l'entreprise. La variable retenue est une mesure de la dette à long terme rapportée à un actif économique prenant en compte la valeur de marché des actions (*Dettes LT*)<sup>18</sup>. Une mesure de la dette totale est également utilisée comme mesure alternative (*Dettes Totales*)<sup>19</sup>. Les définitions de ces variables sont présentées dans le tableau 3 et leurs valeurs dans le tableau 4.

---

<sup>17</sup> Nous avons également utilisé la variable de développement des marchés retenue par Djankov et *al.* (2005) qui pose l'hypothèse que la liquidité des marchés est liée à leur niveau de développement. La faible corrélation entre ces deux variables nous conduit à privilégier l'indicateur du FIBV et à émettre des doutes sur l'indicateur préconisé par Djankov et *al.*. Les résultats obtenus sont inchangés avec la mesure de développement des marchés qui induit de plus un problème de multicollinéarité avec la variable de protection des actionnaires minoritaires.

<sup>18</sup> La mesure de dette à long terme est :

Dettes financières long terme (valeur comptable) / [dettes financières long terme (valeur comptable) + capitaux propres (valeur de marché)]

<sup>19</sup> La mesure de dette totale est :

Dettes financières totales (valeur comptable) / [dettes financières totales (valeur comptable) + capitaux propres (valeur de marché)]

Tableau 3 – Définition des variables

Variabiles	Descriptions	Sources
DroitMinoritaires98	Cette variable est obtenue en ajoutant un quand : (I) le pays permet de voter par courrier, (II) les actionnaires ne sont pas tenus d'enregistrer leurs actions avant les assemblées d'actionnaires, (III) la représentation proportionnelle et les votes cumulés sont autorisés, (IV) un mécanisme de représentation des minoritaires est en place, (V) le pourcentage de capital minimum nécessaire pour avoir le droit d'exiger une réunion extraordinaire d'actionnaires est inférieur ou égal à 10%, ou (VI) quand les actionnaires ont un droit de préemption qui peut uniquement être écarté par un pacte d'actionnaires. Cette variable peut prendre des valeurs allant de 0 à 6.	La Porta et al. (1998)
DroitCréanciers98	Cette variable est obtenue en ajoutant un quand : (I) le pays impose des restrictions à la restructuration de la dette sans le consentement des créanciers, (II) les créanciers ont la possibilité de conserver leur dette quand la restructuration est validée, (III) les créanciers sont prioritaires en cas de liquidation des actifs, (IV) il existe une obligation de réserve légale dans l'entreprise. Cette variable peut prendre une valeur allant de 0 à 4.	La Porta et al. (1998)
RegfTravail	Cette variable mesure le degré de protection des salariés et est obtenue comme une moyenne d'indicateurs sur : (I) les contrats de travail temporaires, (II) le coût des heures supplémentaires, (III) le coût de licenciement et (IV) les procédures de licenciement.	Botero et al. (2004)
<b>Variabiles complémentaires</b>		
DroitMinoritaires03	Il s'agit d'un indice rénové fondé sur les lois et les réglementations applicables dans 72 pays en mai 2003. Par rapport à DroitMinoritaires98, il retire les règles non écrites qui "pourraient" être adoptées en faveur des actionnaires minoritaires (biais en faveur des pays de droit commun).	Djankov et al. (2005)
BlocContrôle	Cette variable est calculée en prenant la différence entre le prix par action payé pour acquérir le bloc de contrôle et la valeur de l'action deux jours après l'annonce de la cession du contrôle, divisé par ce dernier et multiplié par le pourcentage de droit aux flux obtenu par le bloc de contrôle.	Dick et Zingales (2004)
Concentration	C'est le pourcentage moyen des actions ordinaires détenues par les trois premiers actionnaires des 10 plus grandes entreprises d'un pays (à l'exclusion des entreprises financières).	La Porta et al. (1998)
ProclLicenciement	Cette variable mesure la protection légale des salariés face au licenciement. C'est la moyenne des sept variables muettes suivantes, qui prennent la valeur 1 : (I) si l'employeur doit notifier à une tierce partie tout projet de licenciement de plus d'un salarié, (II) si l'employeur a besoin de l'approbation d'une tierce partie pour le licenciement de plus d'un salarié, (III) si l'employeur doit notifier à une tierce partie tout licenciement touchant un salarié en contrat de longue durée (IV) si l'employeur doit procurer une formation et un reclassement en cas de licenciement, (V) s'il y a des règles de priorité applicables aux licenciements et (VI) à la ré-embauche.	Botero et al. (2004)
OCDETravail	Cet indice est un indice agrégé prenant en compte les contrats de travail de longue durée (par opposition à des contrats temporaires) et agrège le coût, les délais et la difficulté des procédures de licenciement.	Nicoletti et Pryor (2006)
CoûtLicenciement	Cette variable mesure le coût de licenciement pour un salarié présentant 3 ans d'ancienneté. Si le licenciement est illégal, le coût retenu est égal à un salaire moyen annuel.	Nicoletti et Pryor (2006)
SubjGénéral	L'indice est construit à partir des réponses à un questionnaire portant sur les quatre points suivants : l'impact du salaire minimum sur le recrutement, la flexibilité des pratiques de recrutement et de licenciement, la flexibilité du marché du travail (heures supplémentaires notamment) et les incitations au travail (en rapport au niveau de protection sociale notamment).	Nicoletti et Pryor (2006)
SubjEmbLic	C'est un des sous-indices de l'indicateur SubjGénéral qui porte uniquement sur les pratiques de recrutement et de licenciement (deux premiers points de l'indice précédent).	Nicoletti et Pryor (2006)
<b>Variabiles de contrôle</b>		
Taille	La taille est calculée en prenant le logarithme népérien de l'actif économique total valorisé en valeur comptable.	
Liquidité des marchés	La variable de vitesse de rotation est celle publiée par le FIBV. Elle est calculée en prenant le ratio entre le taux de rotation des actions domestiques et leur capitalisation boursière. La valeur est ensuite annualisée en multipliant la moyenne mobile mensuelle par 12.	FIBV

**Tableau 4 – Valeur des variables légales pour chaque pays**

	DroitMinoritaires98	DroitCréanciers98	ReglTravail	BlocContrôle	Concentration	DroitMinoritaires03	OCDETravail	SubjEmblLic	SubjGénéral	CoûtLicenciemnt	ProLicenciemnt	Liquidité des marchés
Allemagne	1	3	0,70	0,11	0,48	2,5	3	0,98	0,92	0,48	0,57	148,10%
Autriche	2	3	0,50	0,38	0,58	2,5	2,8	0,75	0,68	0,22	0,29	25,30%
Australie	4	1	0,35	0,01	0,28	4	0,9	0,55	0,63	0,53	0,14	79,90%
Belgique	0	2	0,51		0,54	2,5	1,6	0,81	0,91	0,16	0,14	112,60%
Canada	5	1	0,26	0,01	0,04	4	0,9	0,28	0,28	0,05	0,29	65,80%
Danemark	2	3	0,57	0,04	0,45	4	1,7	0	0,39	0,51	0,29	65,60%
Espagne	4	2	0,74	0,02	0,51	5	2,8	0,69	0,56	0,36	0,71	167,40%
Etats-Unis	5	1	0,22	0,02	0,02	3	0,1	0,19	0,11	0,07	0,14	89,50%
Finlande	3	1	0,74	0,01	0,37	3,5	2,3	0,58	0,61	0,53	0,57	113,60%
France	3	0	0,74	0,01	0,34	4,5	2,5	0,94	1	0,43	0,86	112,60%
Grande-Bretagne	5	4	0,28	0	0,19	5	0,7	0,14	0,12	0,49	0,14	106,60%
Grèce	2	1	0,52		0,67	2	2,6	0,74	0,56	0,57	0,29	45,90%
Irlande	4	1	0,34		0,39	4	1,7	0,46	0,36	0,55	0,29	63%
Italie	1	2	0,65	0,16	0,58	2	3	1	0,86	0,45	0,43	134,80%
Japon	4	2	0,16	-0,01	0,18	4,5	3	0,43	0,25	0,08	0,00	82,60%
Norvège	4	2	0,69	0,01	0,36	3,5	2,9	0,72	0,65	0,53	0,71	92,70%
Nouvelle-Zélande	4	3	0,16	0,04	0,48	4	1,6	0,17	0,12	0,00	0,14	39,40%
Pays-Bas	2	2	0,73	0,03	0,39	2	3,2	0,61	0,68	0,69	0,71	112,60%
Portugal	3	1	0,81	0,2	0,52	3,5	4,3	0,7	0,51	0,61	0,71	
Suède	3	2	0,74	0,03	0,28	3,5	3	0,96	0,9	0,53	0,71	115,10%
Suisse	2	1	0,45	0,07	0,41	3	1,3	0,01	0	0,17	0,14	75,80%

### 3.3. Les statistiques descriptives

Les statistiques descriptives des variables décrites précédemment sont présentées dans le tableau 5. Le tableau 6 contient les coefficients de corrélation entre les mesures principales des variables légales et les autres variables (mesures alternatives et variables de contrôle). Nous constatons que certaines mesures alternatives des variables juridiques ne sont pas très corrélées. La différence entre *DroitMinoritaire98* et *DroitMinoritaire03* provient à la fois d'une évolution des règles sur la période et d'une modification de la construction de l'indice. Cela est moins vrai pour les variables de réglementation du travail qui, en dépit de la diversité des sources et des méthodologies, restent très corrélées. Le niveau de corrélation élevé entre les différents axes légaux, notamment le droit des minoritaires et la réglementation du travail, rend difficile un test simultané sur les différentes variables légales. La matrice de corrélation (tableau 6) révèle en effet une corrélation négative forte entre le degré de protection des minoritaires et la réglementation du marché du travail.

Ce résultat peut s'expliquer en faisant appel au courant « politique » de la gouvernance (voir Charreaux, 2006). La corrélation entre la réglementation du travail et le droit des créanciers est également négative mais plus modeste. La corrélation entre le niveau de protection des créanciers et celui des minoritaires est, en revanche, très faible sur notre échantillon de pays de l'OCDE. Il est important de rappeler que la prise en compte simultanée de toutes les parties prenantes dans le partage de la valeur, en relation avec le cadre légal, est complexe et dépasse les limites du cadre de notre recherche.

**Tableau 5 – Statistiques descriptives**

	Moyenne	Mediane	Ecart-type	Skewness	Kurtosis	Observations	Jarque-Bera	Prob.
<b>Variabes légaes</b>								
DroitMinoritaires98	4,0635	4	1,2019	-1,2856	3,8757	1653	508,1765	0,0000
DroitCréanciers98	1,6431	1	1,2087	0,7899	2,5806	1653	184,0015	0,0000
RéglTravail	0,3699	0,2824	0,2123	0,9518	2,2277	1653	290,6599	0,0000
<b>Variabes de dettes</b>								
Dettes LT	0,1366	0,1051	0,1318	1,3084	4,9426	1616	378,3651	0,0000
Dettes totales	0,1886	0,1604	0,1601	0,9381	3,4776	1594	251,3256	0,0000
<b>Variabes complémentaires</b>								
DroitMinoritaires03	3,8705	4	0,8301	-0,3725	2,0366	1653	102,1472	0,0000
BlocContrôle	0,0232	0,01	0,0531	4,6648	28,8130	1594	50035,2200	0,0000
Concentration	0,2076	0,19	0,1692	0,5467	2,3222	1653	113,9877	0,0000
ProcLicenciemment	0,2923	0,1429	0,2669	1,1265	2,9296	1653	349,9608	0,0000
OCDETravail	1,4675	0,9	1,1432	0,3345	1,6273	1653	160,6158	0,0000
CoûtLicenciemment	0,2706	0,1602	0,2116	0,1626	1,2014	1653	230,0971	0,0000
SubjEmbLic	0,4309	0,28	0,2984	0,7489	2,1410	1653	205,3212	0,0000
SubjGénéral	0,3906	0,25	0,3235	0,8685	2,2248	1653	249,1853	0,0000
<b>Variabes de contrôle</b>								
Liquidité des marchés	0,9245	0,8946	0,2463	0,4469	4,0199	1549	126,6400	0,0000
Taille des entreprises	13,9609	14,1811	2,3431	-0,4999	3,1910	1549	66,8760	0,0000

**Tableau 6 – Corrélations**

	DroitMinoritaires98	DroitCréanciers98	RéglTravail
DroitMinoritaires98	1	0,0356	-0,7722
DroitCréanciers98	0,0356	1	-0,2257
RéglTravail	-0,7722	-0,2257	1
DroitMinoritaires03	0,2476	0,2728	-0,0385
BlocContrôle	-0,5347	0,1237	0,3353
Concentration	-0,8516	0,1868	0,7639
ProcLicenciemment	-0,6234	-0,3877	0,9492
OCDETravail	-0,7717	0,0084	0,5765
CoûtLicenciemment	-0,4880	0,2953	0,6749
SubjEmbLic	-0,8661	-0,3344	0,8626
SubjGénéral	-0,8332	-0,3568	0,9036
Liquidité des marchés	-0,4219	0,2198	0,2951
Taille des entreprises	-0,0300	-0,0744	-0,0131

Note : Tous les coefficients sont significatifs à 1 %.

### 3.4. Les tests non paramétriques

Des tests non paramétriques préliminaires permettent de comparer les caractéristiques des distributions de rentabilité des actions en fonction du niveau de réglementation sur les différents axes légaux. Le test retenu est le test de comparaison de rangs de Wilcoxon<sup>20</sup> utilisé pour des échantillons non appariés. Pour chaque variable légale, nous avons scindé l'échantillon en deux groupes suivant le niveau de réglementation. Le groupe 1 est constitué par les pays à faible réglementation et le groupe 2, par les pays à forte réglementation, pour chaque axe juridique. Les résultats sur 21 pays sont présentés dans le tableau 7.

**Tableau 7 – Les tests non paramétriques**

	Droit des actionnaires			Droit des créanciers			Droit du travail		
	Rang moyen			Rang moyen			Rang moyen		
	G1	G2	Z	G1	G2	Z	G1	G2	Z
Asymétrie	1,1142	0,9585	4,85***	0,9730	1,0406	-2,33**	0,9130	1,0851	-6,05***
Aplatissement	1,1069	0,9611	4,53***	1,0346	0,9478	2,99***	0,8648	1,1323	-9,41***
Cornish-Fisher	1,0856	0,9689	3,63***	0,9763	1,0357	-2,05**	0,9271	1,0713	-5,07***

Note : \*\*\* significatif à un intervalle de confiance de 1 %.

\*\* significatif à un intervalle de confiance de 5 %.

\* significatif à un intervalle de confiance de 10 %.

Z : test d'indépendance des deux groupes.

Le rang moyen est la somme des rangs divisée par le nombre d'observations pour chaque groupe.

Conformément au modèle, le niveau de protection des actionnaires minoritaires a une incidence négative sur les trois mesures de non-normalité. De même, un impact positif de la réglementation du travail sur ces mesures est bien observé. Ces tests préliminaires offrent donc une première validation du modèle sur ces deux axes légaux. Cela signifie que la modélisation du gain privé et du salaire comme une dette trouve une première validation empirique.

Pour le droit des créanciers, l'effet est moins clair puisque la différence a un niveau de significativité plus faible et le signe du coefficient

<sup>20</sup> Le test de Wilcoxon offre le même résultat que le test de Mann-Whitney mais diffère par la méthode. Le tableau présente les rangs moyens qui sont la somme des rangs divisée par le nombre d'observations pour chaque groupe.

d'aplatissement n'est pas conforme à la prédiction. Toutefois, si les entreprises des pays à réglementation forte pour les créanciers ont des niveaux sensiblement plus faibles d'endettement, l'incidence de la variable légale peut être éliminée. Les régressions suivantes visent justement à introduire des variables de contrôle et des effets croisés permettant de valider ces premiers résultats.

### 3.5. Régressions multiples

Les premiers tests présentés sont des régressions multiples qui testent l'incidence du degré de réglementation sur le niveau de non-linéarité de chaque titre de l'échantillon. Conformément à l'impact potentiel de ces variables, nous retenons le degré de liquidité des marchés financiers et la taille des entreprises comme variables de contrôle. Les résultats sont présentés dans le tableau 8 qui suit :

**Tableau 8 – Régression des mesures de non-normalité sur les variables légales et sur les variables de contrôle**

	Constante	DroitMinoritaires98	DroitCréanciers98	ReglTravail	Liquidité des marchés	Taille	R <sup>2</sup>
Asymétrie	1.117*** (4.92)	-0.083*** (-3.383)			-0.0087 (-0.0698)	-0.034*** (-2.901)	0,0130
	0.6476*** (3.5278)		0,0000 (0.0002)		0,1757 (1.491)	-0.0363*** (-2.987)	0,0060
	0.5311*** (2.8946)			0.0790*** (3.167)	0,0525 (0.433)	-0.0282*** (-2.291)	0,0120
Aplatissement	12.019*** (4.7626)	-0.2645* (-1.9695)			1,3659 (0.9841)	-0.5366*** (-4.0117)	0,0110
	9.9723*** (4.908)		0,3700 (1.4501)		1,4985 (1.1493)	-0.5189*** (-3.8575)	0,0120
	10.7336*** (5.265)			0.1430*** (5.156)	2,1204 (1.574)	-0.5557*** (-4.0649)	0,0110
Cornish-Fisher	0.2241*** (7.502)	-0.0069* (-2.1412)			0,0299 (1.8168)	-0.0075*** (-4.795)	0,0200
	0.1798*** (7.4654)		0.00349* (2.1546)		-0.0399*** (-3.5869)	-0.0075*** (-4.703)	0,0180
	0.1775*** (7.3526)			0.5084*** (5.5472)	0,035843* (2.2469)	-0.0071*** (-4.4394)	0,0190

Note : \*\*\* significatif à un intervalle de confiance de 1 %.

\*\* significatif à un intervalle de confiance de 5 %.

\* significatif à un intervalle de confiance de 10 %.

Conformément au résultat de Xu (2007), on peut noter que la taille a un impact négatif sur les différentes mesures de non-normalité dans

toutes les régressions. En revanche, l'indicateur de liquidité des marchés financiers ne ressort significativement que dans quelques cas.

En ce qui concerne les variables réglementaires, les régressions confirment les résultats anticipés avec les tests précédents. Nous constatons que le niveau de développement du droit des minoritaires a une influence négative sur les trois mesures portant sur la forme de la distribution de rentabilité des actions, que ce soit l'asymétrie, la probabilité des événements extrêmes et la mesure agrégée de Cornish-Fisher. Plus la protection des actionnaires minoritaires est forte, plus la distribution tend vers la normalité, ce qui tend à valider notre hypothèse 2. De même, concernant la réglementation du travail, nous voyons que plus le marché est réglementé, plus le revenu des actionnaires est asymétrique, validant ainsi l'hypothèse 3.

À ce stade de l'analyse, nous pouvons dire que, compte tenu des mesures retenues, le revenu de l'actionnaire est d'autant plus asymétrique que le marché du travail est très réglementé et que le droit des minoritaires est faible. Le modèle est donc validé empiriquement pour ces deux axes légaux. En revanche, l'introduction des variables de contrôle révèle l'absence d'impact du droit des créanciers sur les deux mesures génériques de non-normalité. Seule la mesure de Cornish-Fisher traduit une augmentation du risque non linéaire avec le degré de réglementation sur les dettes. Toutefois, conformément à notre remarque précédente, pour que le profil de revenu de l'actionnaire soit asymétrique, il faut simultanément que la dette soit risquée et le droit des créanciers, fort. Nous intégrons donc à la régression le niveau des dettes long terme et un terme d'interaction captant l'effet croisé entre le droit des créanciers et le niveau d'endettement. Les résultats des régressions sur la variable légale, d'une part, sur la variable d'endettement, d'autre part, sont également donnés. Les résultats sont présentés dans le tableau 9.

**Tableau 9 – Régressions des mesures de non-normalité sur une mesure de l'endettement, sur le droit des créanciers, sur un terme d'interaction entre les deux variables précédentes et sur les variables de contrôle**

	Constante	Dettes LT	DroitCréanciers98	Effets Croisés	Liquidité des marchés	Taille	R <sup>2</sup>
Asymétrie	0,8955*** (4,82)	-0,0185 (-0,1)			-0,0018*** (-2,66)	-0,027** (-2,31)	0,0095
	0,8493*** (4,38)		0,0146 (0,60)		-0,0018*** (-2,84)	-0,0262* (-2,22)	0,0095
	0,9260*** (4,58)	-0,3319 (-1,61)	-0,0142 (-0,46)	0,2325** (2,04)	-0,0016*** (-2,56)	-0,0286** (-2,32)	0,015
Aplatissement	11,9565*** (5,97)	-0,8575 (-0,52)			-0,0004 (-0,06)	-0,5005*** (-3,81)	0,0098
	10,8298*** (5,00)		0,4375 (1,53)		-0,00141 (-0,21)	-0,4765*** (-3,58)	0,0112
	11,4839*** (4,92)	-3,1616 (-1,15)	0,2866 (0,72)	1,3995 (0,88)	-0,0019 (-0,28)	-0,4889*** (-3,59)	0,0124
Cornish-Fisher	0,2264*** (8,41)	-0,3382 (-1,36)			-0,0001* (-1,88)	-0,0060*** (-3,40)	0,0158
	0,2110*** (7,51)		0,0058** (1,94)		-0,0001*** (-2,09)	-0,0059*** (-3,35)	0,0162
	0,2167*** (7,22)	-0,0463 (-1,16)	0,0053 (1,24)	0,0077 (0,41)	-0,0001*** (-2,17)	-0,0058*** (-3,18)	0,0188

Note : \*\*\* significatif à un intervalle de confiance de 1 %.

\*\* significatif à un intervalle de confiance de 5 %.

\* significatif à un intervalle de confiance de 10 %.

Comme la variable légale prise séparément, le niveau d'endettement seul n'a pas d'impact sur le niveau de non-normalité des rentabilités. Comme précédemment, cela peut s'expliquer par le fait que les entreprises situées dans des pays à réglementation forte pour les créanciers ont des niveaux d'endettement plus faibles. En revanche, conformément à notre prédiction, le terme d'interaction combinant le niveau de dette et la variable légale est significatif dans la régression sur le niveau d'asymétrie. Le résultat ne se retrouve ni sur le coefficient d'aplatissement, ni sur la mesure agrégée. À l'issue de ces tests, il est possible de dire que l'hypothèse 1 est en partie validée.

Paradoxalement, c'est l'hypothèse issue du modèle le plus classique qui a l'incidence la plus faible sur la forme du revenu de l'actionnaire. Une explication possible de ce résultat est que le risque moyen des dettes financières sur notre échantillon est trop faible pour que son effet sur la forme du revenu pour l'actionnaire puisse être capté. En effet, le risque de défaut augmente avec le niveau de dettes, toutes choses éga-

les par ailleurs, mais rien ne garantit qu'il soit significatif sur notre échantillon. Des mesures spécifiques du risque de défaut de la dette, ou l'extension de l'échantillon à des entreprises et des périodes où ce risque est plus marqué, permettraient d'affiner les résultats sur cet axe légal<sup>21</sup>.

### 3.6. Tests de robustesse

Afin de nous assurer que les résultats obtenus ne dépendent pas du choix des variables légales retenues, nous présentons également les résultats de régressions réalisées avec les mesures alternatives définies précédemment. Les résultats sont présentés dans les tableaux 10a, 10b et 10c.

Les premiers tests de robustesse concernent le droit des minoritaires. Nous remplaçons la variable légale mesurant le droit des actionnaires (*DroitMinoritaires98*) par l'indice modifié calculé pour 2003 (*DroitMinoritaires03*), puis par le niveau des primes de contrôle (*BlocContrôle*) et, enfin, par une mesure de concentration de l'actionariat (*Concentration*). Les résultats sont présentés dans le tableau 10a.

Les résultats des tests font apparaître une bonne robustesse des résultats à une spécification alternative du droit des minoritaires. Le fait que la variable *DroitMinoritaire03* soit la moins significative est peu surprenant. En effet, la construction de cette mesure repose sur des règles entrées en vigueur après 2002. De plus, notre hypothèse est que la représentation qu'a le marché financier du cadre légal évolue lentement.

Pour le droit des créanciers, nous n'avons pas retenu de mesure alternative à la variable légale mais avons effectué des tests de robustesse sur la variable d'endettement en recourant à une mesure de la dette totale en valeur de marché. Les résultats sont présentés dans le tableau 10b. Comme précédemment, l'effet croisé entre la dette et le droit des créanciers est significatif sur la mesure d'asymétrie. L'ajout

---

<sup>21</sup> Une autre explication tient à la hiérarchie des variables légales et de leur poids respectif sur la non-normalité. Pour des entreprises dans lesquelles le risque de défaut sur la dette est faible, il est possible que la relation des minoritaires aux majoritaires ou aux salariés ait un impact plus fort sur leur revenu que la relation aux créanciers. Ce point rejoint celui de l'extension du modèle déjà abordé plus haut.

des dettes financières à court terme n'a donc pas d'incidence sur les résultats.

**Tableau 10a – Tests de robustesse sur le droit des actionnaires**

	Constante	DroitMinoritaires (B)	BlocContrôle	Concentration	Liquidité des marchés	Taille	R <sup>2</sup>
Asymétrie	0.8396*** (2.73)	0.0066 (0.17)			-0.0011*** (-2.65)	-0.025** (-1.97)	0,0093
	0.6619*** (4.15)		1.0181** (1.99)		-0.0015 (-1.71)	-0.020* (-1.88)	0,0081
	0.6499*** (3.15)			0.5203*** (2.75)	-0.0008 (-0.88)	-0.0279** (-2.40)	0,0139
Aplatissement	12.7059*** (3.63)	-0.1877 (-0.41)			0.0004 (0.05)	-0.5223*** (-3.56)	0,0094
	8.8263*** (4.91)		11.3290** (2.38)		0,01 (1.4)	-0.4049*** (-3.25)	0,0074
	8.2502*** (3.36)			7.8032*** (3.61)	-0.0112* (-1.92)	-0.5111*** (-3.96)	0,0179
Cornish-Fisher	0.1474*** (11.99)	-0.0065** (-2.25)			0.0000 (-0.93)	-0.0056*** (-2.78)	0,012
	0.1906*** (7.72)		0.0789 (1.10)		-0.0000 (-0.71)	-0.0049*** (-2.89)	0,0087
	0.1757*** (6.63)			0.1061*** (4.08)	0.0000 (0.19)	-0.0064*** (-3.72)	0,025

Note : \*\*\* significatif à un intervalle de confiance de 1 %.

\*\* significatif à un intervalle de confiance de 5 %.

\* significatif à un intervalle de confiance de 10 %.

**Tableau 10b – Tests de robustesse sur le droit des créanciers**

	Constante	Dettes Totales	DroitCréanciers98	Effets Croisés	Liquidité des marchés	Taille	R <sup>2</sup>
Asymétrie	0.9472*** (4.30)	-0.2022 (-0.75)	-0.2135 (-0.60)	0.2114* (1.66)	-0.0016 (-0.206)	-0.0323** (-2.48)	0,0114
Aplatissement	11.9769*** (4.83)	-1.5701 (-0.63)	0.4472 (1.11)	0.3947 (0.30)	-0.0056 (-0.24)	-0.5352*** (-3.70)	0,0136
Cornish-Fisher	0.2251*** (7.04)	0.0076 (0.21)	0.0086* (1.81)	-0.0093 (-0.54)	-0.009 (-1.33)	-0.0070*** (-3.64)	0,0205

Note : \*\*\* significatif à un intervalle de confiance de 1 %.

\*\* significatif à un intervalle de confiance de 5 %.

\* significatif à un intervalle de confiance de 10 %.

Enfin, nous présentons des tests de robustesse de notre mesure centrale de réglementation du travail (tableau 10c). Pour toutes les spécifications retenues de la variable légale et pour toutes les mesures de non-normalité, les coefficients apparaissent avec le bon signe et sont significatifs. Le résultat est d'autant plus fort que les mesures alternatives retenues sont issues de méthodologies très différentes, fondées aussi bien sur des critères objectifs que subjectifs. Ceci nous permet de conclure que les aspects légaux encadrant la relation de travail ont une influence non négligeable sur la forme du revenu approprié par les actionnaires. Ce résultat très robuste tend donc à offrir une validation du modèle simple proposé d'un partage du revenu entre les actionnaires et les salariés.

**Tableau 10c – Tests de robustesse sur le droit du travail**

	Constante	OCDETravail	ProLicenciem ent	Coûtlicenciem ent	SubEmblLic	SubjGénéral	Liquidité des marchés	Taille	R <sup>2</sup>
Asymétrie	0.563 6** (2.03)	0.08 07** (2.05)					-0.0006 (-0.06)	-0.026 6** (-2.26)	0.01 26
	0.77 13** (4.03)		0.2178** (2.47)				-0.00013 (-0.99)	-0.027 3** (-2.35)	0.01 12
	0.67 41** (3.3)			0.471 0** (3.2)			-0.001 5 (-2.41)**	-0.228 4** (-1.94)	0.01 75
	0.624 8** (2.81)				0.257 9** (2.85)		-0.0003 (-0.35)	-0.029 9** (-2.61)	0.01 32
	0.68 45** (3.23)					0.2254 ** (2.64)	-0.0007 (-0.95)	-0.0276 8** (-2.38)	0.01 25
Aplatissement	11.63 39** (3.67)	0.005 4 (0.01)					0.0003 (0.02)	-0.49 6** (-3.78)	0.00 93
	10.46 48** (5.04)		2.4 533 ** (2.7 6)				0.0051 (0.7 1)	-0.501 0** (-3.85)	0.01 22
	8.65 24** (3.83)			6.969 9** (4.01)			0.0019 (0.28)	-0.435 8** (-3.24)	0.02 24
	10.19 569** (4.17)				1.723 6** (1.74)		0.0088 (1.05)	-0.513 4** (-4.06)	0.01 04
	9.95 51** (4.28)					1.9 905** (2.3 9)	0.0093 (1.17)	-0.502 8** (-3.88)	0.01 14
Cernish-Fisher	0.19 20** (5.12)	0.007 7 (1.70)					0.0000 (0.08)	-0.006 1** (-3.52)	0.01 55
	0.20 43** (7.3)		0.0366 ** (3.44)				-0.0008 (-0.94)	-0.006 28** (-3.61)	0.01 83
	0.18 47** (6.44)			0.086 75** (4.68)			-0.0001 (-1.56)	-0.005 4** (-3.08)	0.02 99
	0.19 58** (6.21)				0.030 9** (2.38)		0.0000 (0.01)	-0.006 5** (-3.81)	0.01 62
	0.19 75** (6.58)					0.02 87* (2.02)	-0.0000 (-0.22)	-0.006 3** (-3.63)	0.01 68

Note : \*\*\* significatif à un intervalle de confiance de 1 %.

\*\* significatif à un intervalle de confiance de 5 %.

\* significatif à un intervalle de confiance de 10 %.

Une dernière série de tests de robustesse a consisté à effectuer de nouveau toutes les régressions en appliquant une technique de « regroupement » au niveau des pays. Cette technique permet de vérifier que les écarts dans le nombre d'observations entre les pays ne conduisent pas à biaiser les résultats. Par construction, cette technique ne modifie pas les coefficients sur les différentes variables mais peut affecter les niveaux de significativité. À quelques rares exceptions (en faveur ou non du modèle), les résultats restent identiques et ne sont pas rapportés ici<sup>22</sup>.

## **Conclusion**

Cet article propose un modèle simple permettant d'étudier l'incidence du cadre légal sur la forme du revenu des actionnaires dans 21 pays de l'OCDE. À ce titre, il s'apparente à la littérature qui examine l'impact du droit des minoritaires sur la valeur des actions. Il s'en démarque par la proposition d'un modèle général, qui permet d'intégrer de nouvelles dimensions du cadre légal. Il s'en distingue, également, en offrant une méthodologie empirique nouvelle qui utilise les caractéristiques statistiques des rentabilités des actions.

Les résultats empiriques révèlent l'importance du cadre légal sur la forme des rentabilités des actions, validant ainsi le modèle proposé. Ils sont particulièrement robustes pour le droit des minoritaires et pour la réglementation du travail puisque l'on retrouve les mêmes résultats avec des spécifications très différentes des variables. Ce constat est particulièrement intéressant parce qu'il valide le recours à une modélisation optionnelle simple des gains privés et des salaires sous certains régimes de réglementation. En revanche, il peut sembler étonnant que la décomposition optionnelle standard des titres financiers présente un niveau de validation empirique plus faible<sup>23</sup>. Il faut toutefois noter que l'effet croisé entre le niveau d'endettement et le droit des créanciers a une incidence sur l'asymétrie. Un meilleur contrôle du risque de défaut des dettes financières permettrait toutefois d'approfondir l'incidence du droit des créanciers.

---

<sup>22</sup> Les résultats sont disponibles sur simple demande auprès des auteurs.

<sup>23</sup> Ce résultat rejoint celui de Shin et Stulz (2000) qui avaient rejeté la forme optionnelle de valorisation des actions, par une absence d'observation des effets induits qu'elle implique pour la prise de risque par les actionnaires.

Si le modèle est simple, notre analyse a, en revanche, des implications plus complexes que la littérature précédente en ce qui concerne la valorisation des actions. Pour La Porta et *al.* (2002), la valorisation des actifs économiques augmente avec le niveau de protection des minoritaires. Les conclusions en matière d'efficacité relative des systèmes juridiques sont, par conséquent, claires. Dans notre analyse, si le cadre légal influence la distribution de rentabilité des actions, son impact sur la valorisation de celles-ci est plus ambiguë. Elle induit en effet la nécessité de recourir à des modèles d'évaluation d'actifs incluant l'asymétrie à travers la prise en compte des moments d'ordres supérieurs<sup>24</sup>. Une implication de ce type de modèle est que, pour un niveau de volatilité donné d'un actif, plus d'asymétrie positive induit moins de risque, donc une exigence de rentabilité plus faible et un prix plus élevé. Dans notre modèle, l'asymétrie augmente avec le degré de protection des créanciers et des salariés et diminue avec celui des minoritaires. Par conséquent, l'application de la relation précédente nous donne le résultat, en raisonnant toute choses égales par ailleurs, qu'un droit fort des créanciers, un droit faible des minoritaires ou une réglementation du travail rigide devraient entraîner une valorisation plus forte des actions. Ce résultat irait notamment à l'encontre de l'évidence empirique de La Porta et *al.* (2002). Toutefois, il est extrêmement réducteur de raisonner toutes choses égales par ailleurs, car si le cadre légal a une incidence sur les différences de distribution du revenu des actionnaires, il est également clair qu'il a un impact sur le niveau absolu de celui-ci. Aucune implication définitive quant à l'efficacité relative des systèmes juridiques ne peut donc être tirée à ce stade de l'analyse<sup>25</sup>.

Notre analyse peut, en revanche, avoir certaines implications sur les modèles de valorisation d'actifs à facteurs. En effet une littérature récente tend à montrer que les facteurs des modèles du type Fama et French (1992) pourraient en fait capter les moments d'ordre supérieur des distributions des rentabilités. Toutefois, l'interprétation économique des facteurs reste relativement modeste dans la présentation de ces modèles. En révélant l'incidence de variables structurelles sur l'asymétrie des rentabilités, dans le cadre d'un modèle, notre analyse

---

<sup>24</sup> Une littérature abondante commence à se développer sur le sujet. Pour une exploration de ce champ de recherche, on peut se référer au recueil d'articles récent édité par Jurczenko et Maillet (2006).

<sup>25</sup> Tirer une telle implication supposerait, par ailleurs, que la valeur actionnariale offre une mesure suffisante de l'efficacité.

peut contribuer à offrir un éclairage nouveau sur l'origine des relations empiriques observées dans les modèles à facteurs.

De nombreuses voies de recherche futures sont envisageables. D'abord, il paraît important de développer une série de tests spécifiques sur le droit des créanciers en proposant des mesures spécifiques du risque de défaut. Ensuite, pour rester dans le prolongement direct de cet article, la prise en compte simultanée des différentes variables légales apparaît comme l'étape suivante naturelle. Celle-ci suppose de hiérarchiser les contrats et d'observer leur incidence sur le revenu des actionnaires. Cela implique également de relier au niveau systémique les différents axes juridiques. L'analyse pourrait à ce titre utiliser la littérature « politique » (Roe, 2000 ; Pagano et Volpin, 2005, entre autres) qui étudie les fondements politiques du cadre légal, offrant ainsi un cadre théorique qui permet de rapprocher les axes légaux. Il n'est pas exclu que la modélisation développée puisse offrir des perspectives nouvelles sur l'articulation des différents champs réglementaires.

Dans une optique différente, les relations mises en évidence entre le cadre légal et l'asymétrie offrent une nouvelle approche des déterminants de cette dernière. À ce titre, il n'est pas exclu que les variables légales puissent trouver leur place dans un modèle de valorisation d'actifs. Certaines conclusions, quant à l'efficacité relative des systèmes juridiques, pourraient alors être tirées. Enfin, la méthodologie proposée ne se limite pas aux variables légales. D'autres variables importantes peuvent affecter le revenu des actionnaires et alimenter le modèle simple proposé.

## Bibliographie

- Amihud Y. (2002), « Illiquidity and Stock Returns : Cross-Section and Time-Series Effects », *Journal of Financial Markets*, vol. 5, n° 1, p. 31-56.
- Botero J., Djankov S., La Porta R., Lopez-de-Silanes F. et Shleifer A. (2004), « The Regulation of Labor », *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 119, November, p. 1339-1382.
- Caballero R., Cowan K., Engel E. et Micco A. (2004), « Effective Labor Regulation and Microeconomic Flexibility », Cowles Foundation, Yale University, Cowles Foundation Discussion Papers : 1480.
- Charreaux G. (2006), « Les théories de la gouvernance : de la gouvernance des entreprises à la gouvernance des systèmes nationaux », *in*

- G. Charreaux et P. Wirtz, *Gouvernance des entreprises – Nouvelles perspectives*, Economica, p. 297-386.
- Chen J., Hong H. et Stein J. (2001), « Forecasting Crashes : Trading Volume, Past Returns, and Conditional Skewness in Stock Prices », *Journal of Financial Economics*, vol. 61, n° 3, September, p. 345-381.
- D'Avolio G. (2002), « The Market for Borrowing Stock », *Journal of Financial Economics*, vol. 66, November/December, p. 271-306.
- Ditmar A., Mahrt-Smith J. et Servaes H. (2003), « International Corporate Governance and Corporate Cash Holding », *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 38, March, p. 111-123.
- Djankov S., La Porta R., Lopez-de-Silanes F. et Shleifer A. (2005), « The Law and Economics of Self-Dealing », National Bureau of Economic Research, NBER Working Papers : 11883.
- Djankov S., McLiesh C. et Shleifer A. (2005), « Private Credit in 129 Countries », National Bureau of Economic Research, NBER Working Papers : 11078.
- Dyck A. et Zingales L., (2004), « Private Benefits of Control : An International Comparison », *Journal of Finance*, vol. 59, n° 2, April, p. 537-600.
- Fama E. (1965), « The Behavior of Stock Market Prices », *Journal of Business*, vol. 38, January, p. 34-105.
- Fama E. et French, K. (1992), « The Cross-Section of Expected Stock Returns », *Journal of Finance*, vol. 47, June, p. 427-465.
- Fan J., Titman S. et Twite G. (2006), « An International Comparison of Capital Structure and Debt Maturity Choices », July, article non publié.
- Favre L. et Galeano J.A (2000), « Portfolio Allocation with Hedge funds : Case Study of a Swiss Institutional Investor », SSRN Working Paper.
- François P. et Morellec E. (2004), « Capital Structure and Asset Prices : Some Effects of Bankruptcy Procedures », *Journal of Business*, vol. 77, n° 2, p. 387-412.
- Geczy C., Musto D. et Reed A. (2002), « Stocks Are Special too : An Analysis of the Equity Lending Market », *Journal of Financial Economics*, vol. 66, November-December, p. 241-269.
- Harris M. et Raviv A. (1993), « Differences of Opinion Make a Horse Race », *Review of Financial Studies*, vol. 6, n° 3, p. 473-506.
- Hong H. et Stein J. (2003), « Differences of Opinions, Short-Sales Constraint and Market Crashes », *Review of Financial Studies*, vol. 16, p. 487-525.

- Jurczenko E. et Maillet B. (2006), *Multi-Moment Asset Allocation and Pricing Models*, Wiley.
- Kandel E. et Pearson D. (1995), « Differential Interpretation of Public Signals and Trade in Speculative Markets », *Journal of Political Economy*, vol. 103, August, p. 1105-1113.
- La Porta R., Lopez-de-Silanes F., Shleifer A. et Vishny R. (1998), « Law and Finance », *Journal of Political Economy*, vol. 106, December, p. 1113-1155.
- La Porta R., Lopez-de-Silanes F., Shleifer A. et Vishny R. (2002), « Investor Protection and Corporate Valuation », *Journal of Finance*, vol. 57, June, p. 1147-1170.
- Leland H., (2008), *Structural Models in Corporate Finance*, à paraître.
- Nicoletti G. et Pryor F. (2006), « Subjective and Objective Measures of Governmental Regulations in OECD Nations », *Journal of Economic Behavior and Organization*, vol. 59, March, p. 433-49.
- Nicoletti G., Scarpetta S. et Boylaud O. (2000), « Summary Indicators of Product Market Regulation with an Extension to Employment Protection Legislation », Working Paper, OECD Economic Studies.
- Odean T. (1998), « Volume, Volatility, Price and Profit when all Traders are above Average », *Journal of Finance*, vol. 53, n° 6, December, p. 1887-1934.
- Pagano M. et Volpin P. (2005), « The Political Economy of Corporate Governance », *American Economic Review*, vol. 95, n° 4, September, p. 1005-30.
- Pastor L. et Stambaugh R. (2003), « Liquidity Risk and Expected Stock Returns », *Journal of Political Economy*, vol. 111, June, p. 942-685.
- Pryor F. (2006), « Quantitative Notes on the Extent of Governmental Regulations in Various OECD Nations », *International Journal of Industrial Organization*, vol. 20, March, p. 433-49.
- Roe M. (2000), « Political Preconditions to Separating Ownership from Corporate Control », *Stanford Law Review*, vol. 53, n° 3, December, p. 539-609.
- Shin H. et Stulz R. (2000), « Firm Value, Risk and Growth Opportunities », *National Bureau of Economic Research*, NBER Working Papers : 7808.
- Xu J. (2007), « Price Convexity and Skewness », *Journal of Finance*, vol. 62, October, p. 2521-2552.