

Configuration du conseil d'administration et rentabilité

Étude longitudinale sur les entreprises du SBF 120

par Xavier Brédart



Xavier BRÉDART

Chargé de cours,
Faculté Warocqué d'Économie et de Gestion,
Université de Mons
Belgique

En raison de ses impacts tant sur l'entreprise que sur l'économie en général, la défaillance d'entreprise constitue un problème majeur au sein de la littérature financière. Sa détection représente un enjeu important pour de nombreux acteurs tels que les prêteurs de fonds et les investisseurs, mais également les auditeurs qui doivent fournir leur jugement concernant le *going concern* de l'entreprise ou encore les managers qui sont engagés, entre autres choses, afin de garantir la pérennité de l'entreprise.

Ainsi, de nombreux modèles ont été construits dans le but d'identifier le risque potentiel de défaillance des entreprises afin de réduire les pertes économiques engendrées (D. Liang et al., 2016). Les modèles de prédiction présents dans la littérature académique se concentrent principalement sur les données comptables recueillies à partir des bilans et des comptes de résultats des entreprises (E. Altman, 1968; W. Beaver, 1967; M. Blum, 1974; J.S. Grice et R.W. Ingram, 2001; J. Ohlson, 1980; J. Pindado et al., 2008; P. du Jardin, 2015; T. Hosaka, 2019).

Depuis les années 1980, plusieurs auteurs (R. Chaganti et al., 1985; D. Hambrick et R. D'Aveni, 1992; C. Daily et D. Dalton, 1994; W.J. Donohue, 2004; H.D. Platt et M.B. Platt, 2012; F. Ciampi, 2015; X. Brédart, 2020) ont investigué le lien entre la défaillance et la gouvernance d'entreprise. Les résultats de ces études confirment que l'introduction, au sein des modèles de prédiction, de variables de gestion liées à la gouvernance d'entreprise permettaient d'améliorer le pouvoir prédictif des modèles.

La majorité des études considère l'impact de variables explicatives sur la défaillance d'entreprise en approchant celle-ci d'un point de vue juridique. Cependant, différents auteurs ont objectivé leurs recherches en définissant leur mesure de la défaillance. Ainsi, S.M. Lin et al. (2012) réalisent la dichotomie sur base de la valeur du ratio de couverture des intérêts ou encore

du ratio de solvabilité des entreprises. J. Juniarti (2013) se base sur le revenu net pour détecter les entreprises défaillantes. Notons que cette référence à une défaillance au niveau de la rentabilité renvoie aux premiers symptômes de la défaillance selon la théorie relative à l'enchaînement des facteurs de défaillance de l'entreprise (L. Marco, 1989; N. Crutzen et D. Van Caillie, 2007; H. Ooghe et C. Van Wymeersch, 2000). Selon cette approche, les premiers symptômes financiers peuvent être décelés au niveau d'une rentabilité faible ou négative de l'entreprise, pouvant elle-même être engendrée par une gestion non optimale de l'entreprise (précisons que les causes peuvent également être externes à l'entreprise).

Dans cette étude, nous nous concentrons sur les premiers symptômes liés à la défaillance, c'est-à-dire à la détection de problèmes liés à la rentabilité des entreprises et portons notre analyse sur les entreprises du SBF 120 sur la période 1998-2015. Le contexte français a en effet été le théâtre de plusieurs modifications au niveau de la gouvernance des entreprises durant la période d'analyse telle que la loi DDAC de 2005 relative à des nouvelles prérogatives du CA ou la loi Zimmerman-Copé de 2011 imposant un quota d'administratrices au sein des CA. En outre, la focalisation de l'étude sur des entreprises cotées permet l'analyse de certaines variables liées à l'actionnariat (telle que la proportion d'administrateurs salariés actionnaires).

Ayant recours à des données comptables et relatives à la gouvernance de ces entreprises, nous réalisons, dans cet article, un modèle de régression logistique panélisé dans le but de répondre aux questions de recherche suivantes : (1) **La gouvernance d'entreprise, en particulier la configuration du CA, détient-elle un pouvoir explicatif quant à l'apparition de défaillances du point de vue de la rentabilité ?** (2) **Quelles modalités de gouvernance impactent cette défaillance ?**

D'après nos connaissances, cet article est le premier à utiliser des données de gouvernance afin d'appréhender la défaillance d'entreprises françaises du point de vue de leur rentabilité comptable, visant ainsi à analyser les premiers signes de fragilité pouvant placer les entreprises sur le chemin de la faillite, et ce en recourant à un modèle de régression logistique sur panel, ce qui permet une analyse dynamique du phénomène.

Les résultats de nos analyses rapportent que la gouvernance d'entreprise permet d'expliquer l'apparition de défaillances de rentabilité des entreprises du SBF 120. En outre, notre modèle précise les modalités de gouvernance présentant un pouvoir explicatif significatif. En considérant une phase cruciale du chemin de la défaillance des entreprises, cette recherche contribue à la littérature sur les entreprises défaillantes en approfondissant notre connaissance du lien entre la gouvernance et les premiers symptômes de la défaillance d'entreprise.

La suite de cet article s'articule comme suit. La section suivante consiste en une revue de la littérature relative au lien entre la configuration de Conseil d'Administration (CA) et les défaillances des entreprises. La deuxième section présente les données et les variables. La troisième section présente les résultats. La dernière section discute des résultats et présente les principales conclusions de la recherche.

1. Revue de la littérature

R. Chaganti et al. (1985) furent les premiers à analyser l'impact de variables de gouvernance telles que la taille du conseil d'administration ou la proportion d'administrateurs indépendants sur les probabilités d'échec des entités considérées. Dans cette veine, d'autres travaux ont suivi tels ceux de C. Daily et D. Dalton (1994), F. Ciampi (2015) et X. Brédart (2020). Ils rapportent que la mise en œuvre d'une bonne gouvernance d'entreprise peut réduire la probabilité de défaillance.

Suivant l'approche relative aux trajectoires de faillite (L. Marco, 1989; N. Crutzen et D. Van Caillie, 2007; H. Ooghe et C. Van Wymeersch, 2000), une mauvaise gestion de l'entreprise se matérialise, dans un premier temps, par une rentabilité faible ou négative. S'en suivent des problèmes de liquidité et d'endettement pouvant entamer la solvabilité de l'entreprise et mener à la faillite de cette dernière. Cependant, si des actions correctrices sont engagées à temps, l'entreprise peut sortir de cette trajectoire menant à la faillite. Dans cet article, nous nous focalisons sur les premiers signes de la défaillance, à savoir des problèmes de rentabilité et leur lien avec la gestion de l'entreprise sous le prisme de la gouvernance et plus précisément, la configuration du conseil d'administration.

Avant de formuler nos hypothèses de travail, il apparaît opportun de présenter quelques spécificités du contexte français en termes de gouvernance. Premièrement, la loi DDAC de 2005 offre au conseil d'administration une grande latitude dans la détermination de la composition du comité d'audit. En application de l'article L. 823-19 du Code de commerce, c'est en effet au conseil qu'il incombe de fixer la composition du comité

d'audit. Ce dernier (dont la taille n'est pas fixée par la loi) ne peut être composé que de membres du conseil d'administration n'exerçant pas de fonctions de direction, et au moins un des membres doit avoir des compétences en matière financière ou comptable (O. Poupart, 2010). Deuxièmement, suivant les exemples de l'Espagne et de la Norvège, la loi Zimmerman-Copé fixe un quota de 20 % du sexe sous-représenté dans les CA pour juillet 2014 et de 40 % au 1^{er} janvier 2017 dans les entreprises cotées et dans les sociétés françaises comptant plus de 500 salariés permanents et un chiffre d'affaires supérieur à 50 millions d'euros.

Notons que d'autres évolutions notables en termes de gouvernance des entreprises françaises sont à mentionner telles que la loi Sapin de 2016 relative à la transparence et à la lutte contre la corruption, ou encore la loi Pacte de 2019 visant à renforcer la représentation des salariés dans les conseils d'administration des grandes entreprises. Cependant, au vu de l'horizon temporel de notre étude (1998-2015), nous ne nous attarderons pas sur ces dernières.

1.1. Taille du conseil d'administration

La relation entre la taille du CA et la probabilité de défaillance ne fait pas l'objet d'un consensus. Selon la théorie de l'agence, un conseil d'administration plus large aura tendance à être plus difficile à contrôler et à coordonner alors que, dans un CA plus restreint, les administrateurs seraient personnellement plus impliqués, ce qui rendrait le processus de prise de décision plus efficient (F. Ciampi, 2015). Cependant, selon la théorie de la dépendance des ressources, une taille plus importante du CA implique davantage de liens externes (J. Goodstein et al., 1994) ainsi qu'une diversification de l'expertise (S.A. Zahra et J.A. Pearce, 1989). En prolongeant la perspective de la dépendance des ressources (J. Pfeffer et G.R. Salancik, 1978) au contexte de la défaillance, L.M. Gales et I.F. Kesner (1994) font valoir qu'un plus grand nombre d'administrateurs permet une meilleure connexion aux ressources essentielles; ces connexions pouvant protéger l'organisation de l'adversité (S.A. Zahra et J.A. Pearce, 1989). D'un point de vue empirique, les résultats des études sur la relation entre la taille du conseil d'administration et la performance sont mitigés et peuvent s'avérer positifs (S.K. Ganguli et S.G. Deb, 2021) ou négatifs (M.F. Kao et al., 2019).

Au vu de la population d'entreprises que nous étudions (les entreprises du SBF 120), nous nous attendons à ce qu'un CA de taille importante permettant l'établissement de liens externes et d'une diversification accrue de l'expertise soit bénéfique pour la rentabilité de l'entreprise. Par conséquent, notre première hypothèse est formulée comme suit :

H1 : La taille du CA a un effet négatif sur la probabilité de défaillance au niveau de la rentabilité des entreprises.

1.2. Composition du conseil d'administration

Afin d'appréhender la composition du CA des entreprises, nous nous intéressons aux modalités suivantes : l'indépendance, la proportion d'actionnaires salariés, la diversité de genre et le cumul des fonctions de Directeur Général (DG) et de Président du Conseil d'Administration (PCA).

En ce qui concerne l'indépendance du CA, bien que, selon M. Aglietta et A. Rebérioux (2004), les administrateurs indépendants soient caractérisés par une compréhension superficielle des spécificités de l'entreprise, la théorie de la dépendance des ressources (J. Pfeffer et G.R. Salancik, 1978) affirme que la présence d'administrateurs indépendants au sein du CA représente un facteur crucial pour la survie d'une entreprise car elle permet une plus grande expertise ainsi qu'un meilleur accès aux ressources externes (C. Daily et al., 1998). Z. Wang et X. Deng (2006) avancent que les entreprises ayant une plus grande proportion d'administrateurs indépendants sont moins susceptibles d'échouer parce qu'elles sont plus efficaces pour imposer les mesures nécessaires pour éviter une éventuelle situation d'échec (E. Fich et S. Slezak, 2008).

Empiriquement, S.H. Shetty et T.N. Vincent (2021) montrent que l'introduction, dans leur modèle de prédiction de la défaillance, de la variable représentant l'indépendance du CA permet d'en améliorer l'efficacité de manière significative. En outre, C. Daily et al. (2003) et D. Hambrick et R. D'Aveni (1992) rapportent que les entreprises avec une grande proportion d'administrateurs indépendants présentent une probabilité de défaillance plus faible. Étant donné les arguments cités ci-dessus, nous proposons l'hypothèse suivante concernant la proportion d'administrateurs indépendants :

H2 : La proportion d'administrateurs indépendants au sein du CA a un effet négatif sur la probabilité de défaillance au niveau de la rentabilité des entreprises.

En ce qui concerne les administrateurs salariés, ils ont pour mission de représenter la voix des employés au conseil d'administration de l'entreprise. Leur présence dans les CA des grandes entreprises fait écho au besoin de reconnaissance de la place prépondérante du capital humain dans le processus de création de valeur de l'entreprise. Les administrateurs salariés peuvent avoir tendance à privilégier la maximisation des revenus par employé à court terme plutôt que la maximisation des profits de l'entreprise à long terme (J. Boatright, 2004). Cependant, ils présentent certaines qualités telles qu'une connaissance des mécanismes internes de l'entreprise et de son histoire (IFGE, 2005). D'après A. Conchon (2011), les résultats des recherches empiriques concernant la corrélation entre la présence d'administrateurs salariés au sein du CA et la performance de l'entreprise (principalement réalisées dans le contexte allemand), se révèlent globalement non concluants. L'étude empirique de X. Hollandts et al. (2009), réalisée sur les entreprises du SBF 250 sur la période 2000-2005, conclut à un

effet significativement positif de la proportion d'administrateurs salariés sur la performance de l'entreprise.

Parmi les administrateurs salariés, nous nous intéressons également aux administrateurs salariés actionnaires car ils sont susceptibles d'avoir des attentes différentes. En l'absence d'un consensus quant à la pertinence de la présence d'actionnaires salariés au sein du CA (X. Hollandts et N. Aubert, 2019), il semble pertinent de mentionner les effets positifs et négatifs. Selon H. Cardoni (2021), cette particularité du CA contribue à l'amélioration de la gouvernance mais est également source d'enracinement. En effet, la représentation de ce type d'actionnaires au CA apparaît comme un mécanisme de gouvernance pour les raisons suivantes : premièrement, par rapport aux autres catégories d'actionnaires, les actionnaires salariés assument un risque plus élevé (P. Desbrières, 2002) car, en plus de leur investissement en actions de l'entreprise, ils réalisent l'investissement de leur capital humain ; en corollaire, leurs capacités de sortie sont beaucoup plus faibles (M. Aglietta et A. Rebérioux, 2004) en raison de la moindre liquidité du marché du travail par rapport au marché financier ; deuxièmement, la présence au CA de représentants de l'actionariat salarié a tendance à réduire l'asymétrie d'information entre les dirigeants et les actionnaires externes, ce qui engendre un contrôle plus efficace (N. Aubert et X. Hollandts, 2011). À côté de ce rôle disciplinaire accru, la présence au sein du CA de représentants des actionnaires salariés peut avoir des effets pervers allant dans le sens d'une surveillance plus « accommodante » pour les dirigeants. En effet, l'actionariat salarié peut constituer un mécanisme anti-OPA (J. Rauh, 2006) permettant aux dirigeants d'éviter une éventuelle éviction. En contrepartie de ce soutien, les dirigeants peuvent réaliser des contrats implicites avec les représentants des actionnaires salariés (H. Pagano et P. Volpin, 2005), notamment pour les rassurer sur des thèmes tels que la sauvegarde de l'emploi. Ce lien de dépendance entre le dirigeant et le représentant des actionnaires salariés correspond au risque d'enracinement bilatéral tel que dénommé par O. Faleye et al. (2006). Au vu de cet argumentaire, nous posons les hypothèses suivantes :

H3 : La proportion d'administrateurs salariés au sein du CA a un effet négatif sur la probabilité de défaillance au niveau de la rentabilité des entreprises.

H3 bis : La proportion d'administrateurs salariés actionnaires au sein du CA a un effet positif sur la probabilité de défaillance au niveau de la rentabilité des entreprises.

En ce qui concerne la diversité de genre, afin de contextualiser notre étude, rappelons qu'en droit français, la loi Zimmerman-Copé impose un quota de 20 % du sexe sous-représenté dans les CA pour juillet 2014 et de 40 % au 1^{er} janvier 2017 dans les entreprises cotées.

Selon la théorie de l'agence, les entreprises ont recours à des mécanismes de gouvernance pour résoudre les conflits d'agence entre actionnaires et dirigeants, et ainsi réduire les coûts d'agence (M.C. Jensen et W.H. Meckling, 1976). Les travaux

antérieurs ont largement établi que les femmes administratrices affichent une plus grande capacité à surveiller les managers et à les inciter à agir dans le meilleur intérêt des actionnaires (J.M.G. Lara et al., 2017), atténuant ainsi les coûts d'agence et améliorant la performance de l'entreprise (Q. Ain et al., 2020). Conformément à la théorie de la dépendance aux ressources (J. Pfeffer et G.R. Salancik, 1978), la diversité de genre au sein du conseil d'administration permet de mieux gérer la dépendance aux ressources vis-à-vis de l'environnement externe (A. Hillman et al., 2007). En effet, les administratrices apportent aux CA une diversité d'idées (S. Reddy et A.M. Jadhav, 2019) et permet la liaison de l'entreprise à des groupes différents (L. Liao et al., 2018).

Selon la théorie des échelons supérieurs (D.C. Hambrick et P.A. Mason, 1984), la diversité démographique des membres de l'équipe dirigeante impacte fortement le changement des orientations stratégiques d'une organisation. En ce qui concerne la diversité de genre, les hommes et les femmes présentent des cadres cognitifs différents. Par conséquent, les femmes apportent au CA des valeurs telles que le partage informationnel et l'échange collaboratif (M. Harjoto et al., 2015), créant ainsi une atmosphère davantage participative (C.S. Hsu et al., 2019).

Au vu de ces arguments, l'hypothèse suivante est proposée :

H4 : La proportion de femmes au sein du CA a un effet négatif sur la probabilité de la défaillance au niveau de la rentabilité des entreprises.

En ce qui concerne le cumul des fonctions de DG/PCA, selon la théorie de l'agence, la plupart des études (C. Daily et D. Dalton, 1994; D. Hambrick et R. D'Aveni, 1992) indiquent que le cumul des positions de DG et de PCA pour une même personne est positivement corrélé à la défaillance d'entreprise. Selon K. Lajili et D. Zeghal (2010), ce cumul de fonctions (connu dans la littérature anglo-saxonne sous le terme « *CEO duality* ») est souvent à la base d'un phénomène d'enracinement de la direction. En effet, cette configuration rend l'évaluation du sujet plus difficile, augmente les coûts d'agence et les risques d'enracinement (E. Fama et M.C. Jensen, 1983; S. Finkelstein et R. D'Aveni, 1994), ce qui peut impacter la dynamique de prise de décisions du conseil (B. Cutting et A. Kouzmin, 2002; M.C. Jensen, 1993). D'un point de vue empirique, B.C. Olsen et C. Tamm (2017) rapportent que le cumul des fonctions de DG et de PCA a un effet positif sur la probabilité de défaillance d'entreprises cotées américaines. Suite à ces arguments, nous posons l'hypothèse suivante :

H5 : Le cumul des fonctions de DG et de président du conseil d'administration a un effet positif sur la probabilité de défaillance au niveau de la rentabilité des entreprises.

1.3. Activité du conseil d'administration

D'après le Code de l'AFEP-MEDEF¹, « la périodicité et la durée des séances du conseil d'administration sont telles qu'elles permettent un examen et une discussion approfondis des matières relevant de la compétence du conseil ». Une fréquence importante au niveau des réunions peut en effet permettre aux directeurs d'échanger davantage d'informations et ainsi d'améliorer la qualité du management et de la supervision (C.G. Ntim, 2009); les administrateurs se rencontrant de manière régulière peuvent y accomplir leur devoir de contrôle et ainsi contrer l'éventuel enracinement des dirigeants (J. Linck et al., 2008). Cependant, une fréquence importante est consommatrice en termes de ressources temporelles et financières et peut impacter négativement la performance de l'entreprise (N. Vafeas, 1999). Selon M.C. Jensen (1993), l'agenda est généralement fixé par le DG et en conséquence, les tâches routinières absorbent une partie importante du temps de réunion, limitant de la sorte les opportunités pour les administrateurs d'exercer un contrôle constructif du management. Sur la base de cette discussion, nous formulons notre sixième hypothèse comme suit :

H6 : Le nombre annuel de réunions du CA a un effet positif sur la probabilité de défaillance au niveau de la rentabilité des entreprises.

2. Méthodologie

2.1. Données

Tableau 1. Distribution sectorielle des observations

Secteur d'activité	Nombre d'observations
Industrie extractive	42
Industrie manufacturière	10
Production et distribution énergétique	15
Construction	27
Transport et entreposage	13
Hébergement et restauration	121
Information et communication	194
Activité financière et d'assurance	58
Activité immobilière	463
Santé humaine et action sociale	11
Art, spectacle et activité récréative	12
TOTAL	966

Les données utilisées dans cette étude proviennent des bases de données Amadeus du Bureau Van Dijk et IODS². La

1. AFEP-MEDEF : Le code Afep-Medef est un ensemble de recommandations élaborées par l'Association Française des Entreprises Privées (Afep) et le Mouvement des Entreprises de France (Medef) après concertation avec les différents acteurs de la place, <https://hcge.fr/le-code-afep-medef/>, consulté le 20 avril 2025.
2. IODS : *Input Output Data Source*, plateforme de données financières de l'Observatoire de l'épargne européenne (OEE), créée en janvier 2011,

base de données Amadeus du Bureau Van Dijk reprend les données signalétiques et comptables des entreprises présentes sur le SBF 120¹ sur la période 1998-2015, la base de données IODS, les données relatives à la configuration du CA. Nous avons obtenu les données nécessaires à notre analyse pour 82 entreprises. Après élagage, notre base de données comporte 966 observations.

La distribution sectorielle des observations est présentée au tableau 1.

2.2. Variables

La variable dépendante, la défaillance du point de vue de la rentabilité comptable est mesurée par une variable binaire (intitulée RENTit) qui, pour chaque année et pour chaque entreprise, prend la valeur 1 si l'entreprise a enregistré une rentabilité négative l'année en question et zéro sinon. La rentabilité est mesurée à l'aide du ratio de rendement des actifs (ROA ou *Return On Assets*) calculé en divisant le revenu comptable net par le total comptable des actifs (J.W. Lu et P.W. Beamish, 2004). Le ROA est la mesure de performance la plus largement utilisée dans les études analysant la relation entre le conseil

d'administration et la performance (M.A. Fernandez-Temprano et F. Tejerina-Gaite, 2020).

Les variables indépendantes d'intérêt considérées dans notre analyse concernent la configuration du conseil d'administration. Il s'agit du nombre d'administrateurs (NDIR), de l'indépendance (INDEP), de l'actionnariat salarié (ACSAL), de la diversité de genre (GENR), du cumul des fonctions de DG/PCA (DUAL) et de l'activité (MEET) du conseil d'administration.

En ce qui concerne les variables de contrôle, les modèles de prévision de la défaillance incluent différents types de ratios tels que des ratios reflétant la liquidité et la solvabilité des entreprises (C. Refait-Alexandre, 2004); le ratio de liquidité générale (ou *current ratio*) calculé en divisant l'actif comptable courant par le passif comptable courant (LIQ) et le ratio total des fonds propres sur total des actifs (SOLV) ont été introduits dans nos modèles. Nous contrôlons aussi les caractéristiques des entreprises. La variable TAILLE est calculée comme étant le logarithme népérien du total des actifs et le secteur d'activité (SECTEUR) est pris en compte sous forme de variables muettes.

Un résumé des variables incluses dans cette étude est repris dans le tableau 2.

Tableau 2. Liste des variables utilisées dans les modèles

Variables	Description	Source
Variable dépendante		
RENTit	Variable binaire qui, pour chaque année et pour chaque entreprise, prend la valeur 1 si l'entreprise a enregistré une rentabilité négative l'année en question et zéro sinon.	Amadeus
Variables indépendantes		
NDIRit	Nombre d'administrateurs au sein du CA de l'entreprise i au temps t.	IODS
INDEPit	Proportion (en pourcentage) d'administrateurs indépendants au sein du CA de l'entreprise i au temps t.	IODS
SALit	Proportion (en pourcentage) d'administrateurs salariés au sein du CA de l'entreprise i au temps t.	IODS
ACSALit	Proportion (en pourcentage) d'administrateurs salariés actionnaires au sein du CA de l'entreprise i au temps t.	IODS
GENRit	Proportion (en pourcentage) d'administrateurs féminins au sein du CA de l'entreprise i au temps t.	IODS
DUALit	Variable binaire prenant la valeur 1 si la même personne est DG et PCA de l'entreprise i au temps t.	IODS
MEETit	Nombre de réunions du CA de l'entreprise i au temps t.	IODS
Variables de contrôle		
LIQit	<i>Current ratio</i> de l'entreprise i au temps t.	Amadeus
SOLVit	Ratio total fonds propres/total des actifs de l'entreprise i au temps t.	Amadeus
TAILLEit	Logarithme népérien du total des actifs de l'entreprise i au temps t.	Amadeus
SECTEURj	Variables binaires faisant état de l'appartenance de l'entreprise i au secteur d'activité j.	Amadeus

3. Résultats

3.1. Statistiques descriptives et corrélations

Le tableau 3 renseigne les statistiques descriptives relatives aux variables introduites dans notre modèle. L'analyse de ce tableau permet de noter les caractéristiques moyennes relatives à la configuration du CA des entreprises de notre échantillon.

En moyenne, on compte, par entreprise, 11 administrateurs dont environ la moitié d'indépendants et 14.21 % sont de sexe féminin, le pourcentage d'administrateurs salariés actionnaires s'élève à 1.45 %, plus de 60 % des CA analysés sont caractérisés par le cumul des fonctions de DG et de PCA. Enfin, le nombre annuel moyen de réunions est de 8.

1. SBF 120 : Indice boursier de la Bourse de Paris (Société des Bourses Françaises), créé le 31 décembre 1990.

Comme observé dans la matrice de corrélation (tableau 4), les corrélations entre les variables indépendantes ne dépassent pas le seuil recommandé de 0,8 (D. Gujarati et D.C. Porter, 2004). Le tableau 5 montre que le VIF moyen est de 1,46, bien en dessous de la limite acceptée de 10 (J. Neter, 1986). Dans l'ensemble, ces résultats suggèrent que la multicollinéarité n'est pas une préoccupation majeure dans nos modèles.

Tableau 3. Statistiques descriptives (n = 966)

Variable	Moyenne	Écart-type	Min	Max
RENT	0.25	0.44	0	1
NDIR	10.99	3.84	3	24

Variable	Moyenne	Écart-type	Min	Max
INDEP	45.95	21.61	0	100
SAL	1.83	5.36	0	33.33
ACSAL	1.45	3.57	0	21.05
GENR	14.21	12.87	0	57.89
DUAL	0.61	0.49	0	1
MEET	8.17	3.67	2	30
LIQ	1.38	1.67	0.04	38.58
SOLV	33.27	18.92	-85.18	97.5
TAILLE (Total Actif en Mio EUR)	14500	25800	4,057	213000

Tableau 4. Matrice des corrélations

		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1	NDIR	1									
2	INDEP	0.15*	1								
3	SAL	0.42*	-0.14*	1							
4	ACSAL	0.40*	0.09*	0.26*	1						
5	GENR	-0.04	0.03	0.07*	0.11*	1					
6	DUAL	-0.03	-0.20*	0.08*	0.10*	0.07*	1				
7	MEET	-0.03	-0.05	0.15*	0.10*	0.08*	0.01	1			
8	LIQ	-0.02	-0.03	-0.07*	-0.06	-0.02	-0.04	-0.02	1		
9	SOLV	-0.12*	-0.01	-0.17*	-0.11	0.13*	0.06	-0.07*	0.36*	1	
10	TAILLE	0.71*	0.30*	0.34*	0.36*	-0.02	-0.21*	0.09*	-0.17*	-0.28*	1
	Plus haut VIF	2.49	1.22	1.38	1.29	1.07	1.16	1.1	1.19	1.39	2.79
	VIF moyen	1.48									

* p < .05

3.2. Régression logistique

Les résultats des régressions logistiques sur nos données de panel sont présentés dans le tableau 5. Deux modèles sont construits et analysés afin de répondre à nos questions de recherche. Le premier modèle (M1) reprend uniquement les ratios financiers et les variables de contrôle. Le second modèle (M2) comprend, en plus des variables présentes dans le modèle 1, les indicateurs reflétant la configuration du CA des entreprises.

Tableau 5. Régressions logistiques (variable dépendante : RENT; n = 966)

Variable	Modèle 1		Modèle 2	
	Bêta	Erreur standard	Bêta	Erreur standard
Effets directs				
NDIR			-0.01	0.05
INDEP			0	0.01
ACSAL			0.09***	0.03
GENR			-0.01	0.01

Variable	Modèle 1		Modèle 2	
	Bêta	Erreur standard	Bêta	Erreur standard
DUAL			-0.4	0.27
MEET			0.12***	0.04
Constante	7.13**	2.58	7.32***	2.67
Variables de contrôle				
LIQ	-0.02	0.09	-0.04	0.1
SOLV	-0.05***	0.01	-0.04***	0.01
TAILLE	-0.27***	0.1	-0.34***	0.12
SECTEUR	OUI		OUI	
ANNEES	OUI		OUI	
Chi2 du modèle	49.05***		78.10***	
Log vraisemblance	-442.09		-426.06	
LR chi2	30.26***			

* p < .10; ** p < .05; *** p < .01

L'analyse du tableau 5 nous permet de noter, au vu des tests χ^2 réalisés, que les deux modèles sont significatifs au seuil de 1 %, ce qui atteste de la bonne qualité d'ajustement des modèles. De plus, l'augmentation de la valeur de cette statistique, suite au passage du modèle 1 au modèle 2, va dans le sens d'une amélioration de la modélisation. Enfin, les résultats du test du ratio de vraisemblance (LR $\chi^2 = 32.06$; $p < 0.01$) tendent à confirmer une meilleure correspondance du modèle 2 aux données. L'analyse du modèle (M2) rapporte les éléments suivants. Premièrement, la variable relative à la proportion d'administrateurs salariés actionnaires apparaît comme étant significative au seuil de 1 %; le signe du coefficient associé à cette variable ($\beta = 0.09$; $p < 0.01$) est positif ce qui nous permet de confirmer l'hypothèse 3bis. Deuxièmement, l'activité du CA, approchée, par le nombre de réunions sur base annuelle est significative au seuil de 1 %; le signe du coefficient associé à cette variable ($\beta = 0.12$; $p < 0.01$) est positif, ce qui nous permet de confirmer l'hypothèse 6. Les hypothèses 1,2,3,4 et 5 ne sont pas vérifiées au seuil de 10 %.

4. Discussion et conclusion

Cette étude permet, à l'aide d'un modèle de régression logistique sur données de panel, d'examiner le rôle de la configuration du CA sur l'occurrence d'une défaillance du point de vue de la rentabilité comptable au sein des entreprises du SBF 120 sur la période 1998-2015. D'après les études précédentes (R. Chaganti et al., 1985; H.D. Platt et M.B. Platt, 2012; F. Ciampi, 2015; X. Brédart, 2020), il apparaît que l'introduction, au sein des modèles de défaillance, de variables liées à la gouvernance d'entreprise permet d'en améliorer le pouvoir prédictif. Nos résultats tendent à confirmer cette constatation et apportent une réponse positive à la première question de recherche posée dans l'introduction de cet article. Afin de répondre à la seconde question de recherche relative aux modalités impactant la défaillance du point de vue de la rentabilité de l'entreprise, nous avons testé plusieurs variables reflétant la configuration du CA. Nos résultats rapportent une influence significative de deux variables d'intérêt sur la défaillance des entreprises, à savoir la proportion d'administrateurs actionnaires salariés et le nombre de réunions par an. Concernant la proportion d'administrateurs salariés actionnaires au sein du CA, nos résultats rapportent que plus la proportion d'administrateurs salariés actionnaires au sein du CA est importante, plus la probabilité de défaillance du point de vue de la rentabilité augmente.

La dualité entre les effets d'amélioration de la gouvernance et d'enracinement mise en avant par X. Hollandts et N. Aubert (2019) et H. Cardoni (2021) peut à présent être discutée à la lumière de nos résultats. En effet, les arguments relatifs à une difficulté de sortie du capital (M. Aglietta et A. Rebérioux, 2004) ainsi qu'à un contrôle disciplinaire accru (N. Aubert et X. Hollandts, 2011) apparaissent donc comme dépassés par l'effet pervers lié au risque d'enracinement bilatéral (O. Faleye et al., 2006) engendré par la représentation d'administrateurs

actionnaires salariés au sein du conseil. Concernant l'activité du CA, plus le nombre de réunions est élevé, plus la probabilité de défaillance du point de vue de la rentabilité augmente. Ce résultat est en contradiction avec une performance accrue du conseil due à un échange plus important d'informations mais est dans la lignée des arguments de N. Vafeas (1999), selon lequel les coûts de réunions grèvent la performance de l'entreprise, et de M.C. Jensen (1993), selon lequel un nombre élevé de réunions ne permet pas de limiter l'enracinement du dirigeant.

Cette recherche contribue à la littérature relative au lien entre gouvernance et défaillance. Elle considère en effet une phase critique de la trajectoire de la défaillance et rapporte qu'elle peut être liée à des failles dans la gouvernance des entreprises. Les résultats de cette étude peuvent avoir des implications pratiques. Premièrement, les investisseurs disposent de pistes permettant de détecter de manière précoce les symptômes d'une défaillance potentielle de l'entreprise à partir d'observations relatives à la configuration du conseil d'administration. Deuxièmement, les organismes bancaires peuvent être intéressés par les résultats de cette étude s'ils désirent limiter les risques de non-paiement de la dette de l'entreprise suite à une entrée dans une trajectoire de faillite. Troisièmement, les managers disposent d'indications relatives à la gouvernance permettant d'anticiper certains problèmes de rentabilité liés à la gestion de leur entreprise.

Cette recherche comporte également certaines limitations qui ouvrent la porte à des pistes de recherche. En effet, cette étude a été réalisée sur les entreprises du SBF 120, il s'agit donc d'entreprises de grande taille. Une piste de recherche consisterait à reproduire cette analyse sur un échantillon de PME afin de vérifier la potentielle généralisation des résultats. Notons également que cette étude se concentre sur le premier stade de la trajectoire de la faillite; des études futures pourraient se focaliser sur d'autres phases plus en aval du processus de défaillance de l'entreprise. Enfin, la période d'analyse (1998-2015) ne permet pas d'intégrer les dernières évolutions en matière de gouvernance telles que les lois Sapin (2016) et Pacte (2019), ni les effets potentiels relatifs à la période de la pandémie de Covid-19. La réalisation d'une étude sur des données plus récentes constitue également une piste de recherche prometteuse.

Bibliographie

- Aglietta, M. et Rebérioux, A. (2004). *Dérives du capitalisme financier*, Albin Michel.
- Ain, Q., Yuan, X., Javaid, H., Usman, M. et Haris, M. (2020). « Female directors and agency costs: evidence from Chinese listed firms », *International Journal of Emerging Markets*, 16(8), 1604-1633. 10.1108/IJOEM-10-2019-0818
- Altman, E. (1968). « Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy », *The Journal of Finance*, 23(4), 589-609. <https://doi.org/10.2307/2978933>

- Aubert, N. et Hollandts, X. (2011). « La représentation obligatoire des actionnaires salariés au conseil d'administration : Un état des lieux », *Management et Prospective*, 28(6), 15-26. <https://doi.org/10.3917/g2000.286.0015>
- Beaver, W. (1967). « Financial ratios as predictors of failures », *Journal of Accounting Research*, 4, 71-111. <https://doi.org/10.2307/2490171>
- Blum, M. (1974). « Failing company discriminant analysis », *Journal of Accounting Research*, 12(1), 1-25. <https://doi.org/10.2307/2490525>
- Boatright, J. (2004). « Employee Governance and the Ownership of the Firm », *Business Ethics Quarterly*, 14(1), 1-21. <https://doi.org/10.5840/beq20041416>
- Cardoni, H. (2021). « Le rôle de l'administrateur actionnaire salarié dans la gouvernance de l'entreprise : entre dualité et légitimité », *Finance, Contrôle, Stratégie*, 24(4). <https://doi.org/10.4000/fcs.8584>
- Chaganti, R., Mahajan, V. et Sharma, S. (1985). « Corporate board size, composition & corporate failures in retailing industry », *Journal of Management Studies*, 22(4), 400-417. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6486.1985.tb00005.x>
- Charreaux, G. (1996). *Gestion financière*, Litec.
- Ciampi, F. (2015). « Corporate governance characteristics and default prediction modeling for small enterprises. An empirical analysis of Italian firms », *Journal of Business Research*, 68, 1012-1025. <https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2014.10.003>
- Conchon, A. (2011). « Board-level employee representation rights in Europe. Facts and trends », ETUI Report, 121.
- Crutzen, N. et Van Caillie, D. (2007). « L'enchaînement des facteurs de défaillance de l'entreprise : une réconciliation des approches organisationnelles et financières », *Comptabilité et environnement*. <https://shs.hal.science/halshs-00543111v1/document>
- Cutting, B. et Kouzmin, A. (2002). « Evaluating corporate board cultures and decision making », *Corporate Governance*, 2(2), 27-45. <https://doi.org/10.1108/14720700210430324>
- Daily, C. et Dalton, D. (1994). « Corporate governance and the bankrupt firm: an empirical assessment », *Strategic Management Journal*, 15(8), 643-654. <https://doi.org/10.1002/smj.4250150806>
- Daily, C., Dalton, D. et Cannella, A. (2003). « Corporate governance: decades of dialogue and data », *The Academy of Management Review*, 28(3), 371-382. <https://doi.org/10.5465/amr.2003.10196703>
- Daily, C., Dalton, D., Ellemstrand, A. et Johnson, J. (1998). « Meta-analytic reviews of board composition, leadership structure and financial performance », *Strategic Management Journal*, 19(3), 269-290. [https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1097-0266\(199803\)19:3<269::AID-SMJ950>3.0.CO;2-K](https://doi.org/10.1002/(SICI)1097-0266(199803)19:3<269::AID-SMJ950>3.0.CO;2-K)
- Dalton, D. et Kesner, I.F. (1985). « Organizational performance as an antecedent of inside/outside chief executive succession: an empirical assessment », *The Academy of Management Journal*, 28(4), 749-762. <https://doi.org/10.2307/256235>
- Desbrières, P. (2002). « Les actionnaires salariés », *Revue Française de Gestion*, 28(141), 255-281. <https://shs.cairn.info/revue-francaise-de-gestion-2002-5-page-255?lang=fr>
- Donohue, W.J. (2004). « To file or not to file? Systemic incentives, corporate control, and the bankruptcy decision », *Journal of Management*, 30(2), 239-262. <https://citeseerx.ist.psu.edu/document?repid=rep1&type=pdf&doi=c53423b3088761f7b0188d86c9a5aec23c16615b>
- Du Jardin, P. (2015). « Bankruptcy prediction using terminal failure processes », *European Journal of Operational Research*, 242(1), 286-303. <https://doi.org/10.1016/j.ejor.2014.09.059>
- Faleye, O., Mehrotra, V. et Morck, R. (2006). « When Labor Has a Voice in Corporate Governance », *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 41(3), 489-510. <https://doi.org/10.1017/S0022109000002519>
- Fama, E. et Jensen, M.C. (1983). « Separation of ownership and control », *Journal of Law and Economics*, 26(2), 301-326. <http://dx.doi.org/10.1086/467037>
- Fernandez-Temprano, M.A. et Tejerina-Gaite, F. (2020). « Types of director, board diversity and firm performance », *Corporate Governance: The International Journal of Business in Society*, 20, 324-342. <https://doi.org/10.1108/CG-03-2019-0096>
- Fich, E. et Slezak, S. (2008). « Can corporate governance save distressed firms from bankruptcy? An empirical analysis », *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 30(2), 225-251. <https://doi.org/10.1007/s11156-007-0048-5>
- Finkelstein, S. et D'Aveni, R. (1994). « CEO duality as a double-edged sword: how boards of directors balance entrenchment avoidance and unity of command », *The Academy of Management Journal*, 37(5), 1079-1108. <https://doi.org/10.2307/256667>
- Gales, L.M. et Kesner, I.F. (1994). « An analysis of board of director size and composition in bankrupt organizations », *Journal of Business Research*, 30(3), 271-282. [https://doi.org/10.1016/0148-2963\(94\)90057-4](https://doi.org/10.1016/0148-2963(94)90057-4)
- Ganguli, S.K. et Deb, S.G. (2021). « Board composition, ownership structure and firm performance: New Indian evidence », *International Journal of Disclosure and Governance*, 18(3), 1-13. <https://doi.org/10.1057/s41310-021-00113-5>
- Goodstein, J., Gautam, K. et Boeker, W. (1994). « The effects of board size and diversity on strategic change », *Strategic Management Journal*, 15(3), 241-250. <https://doi.org/10.1002/smj.4250150305>
- Grice, J.S. et Ingram, R.W. (2001). « Tests of the generalizability of Altman's bankruptcy prediction model », *Journal of Business Research*, 54(1), 53-61. [https://doi.org/10.1016/S0148-2963\(00\)00126-0](https://doi.org/10.1016/S0148-2963(00)00126-0)
- Gujarati, D. et Porter, D.C. (2004). *Basic Econometrics*, McGraw-Hill.
- Hambrick, D. et D'Aveni, R. (1992). « Top team deterioration as part of the downward spiral of large corporate bankruptcies », *Management Science*, 38(10), 1445-1466. <http://dx.doi.org/10.1287/mnsc.38.10.1445>
- Hambrick, D.C. et Mason, P.A. (1984). « Upper echelons: The organization as a reflection of its top managers », *Academy of Management Review*, 9(2), 193-206. <https://doi.org/10.2307/258434>
- Harjoto, M., Laksmana, I. et Lee, R. (2015). « Board diversity and corporate social responsibility », *Journal of Business Ethics*, 132(4), 641-660. <https://doi.org/10.1007/s10551-014-2343-0>
- Hillman, A., Shropshire, C. et Cannella, Jr A. (2007). « Organizational predictors of women on corporate boards », *Academy of Management Journal*, 50(4), 941-952. <https://doi.org/10.5465/AMJ.2007.26279222>
- Hollandts, X. et Aubert, N. (2019). « La gouvernance salariale : contribution de la représentation des salariés à la gouvernance d'entreprise », *Finance, Contrôle, Stratégie*, 22(1). <https://doi.org/10.4000/fcs.3256>
- Hollandts, X., Guedri, Z. et Aubert, N. (2009). « Représentation du travail au conseil d'administration et performance de l'entreprise : une étude empirique sur le SBF 250 (2000-2005) », *La*

- Documentation Française. <https://shs.hal.science/halshs-01256785v1>
- Hosaka, T. (2019). « Bankruptcy prediction using imaged financial ratios and convolutional neural networks », *Expert Systems With Applications*, 117, 287-299. 10.1016/j.eswa.2018.09.039
- Hsu, C.S., Lai, W.H. et Yen, S.H. (2019). « Boardroom diversity and operating performance: the moderating effect of strategic change », *Emerging Markets Finance and Trade*, 55(11), 2448-2472. <https://doi.org/10.1080/1540496X.2018.1519414>
- Institut Français de Gouvernement des Entreprises (IFGE) (2005). « La présence d'administrateur salarié au conseil d'administration », série *Cahiers pour la Réforme*. <https://www.ifge-online.org/wp-content/uploads/2005/04/IFGE-Cahier-pour-la-r%C3%A9forme-La-pr%C3%A9sence-d'administrateurs-salari%C3%A9s-au-conseil-d'administration.pdf>
- Jensen, M.C. (1993). « The modern industrial revolution, exit, and the failure of internal control system », *The Journal of Finance*, 48(3), 831-881. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1993.tb04022.x>
- Jensen, M.C. et Meckling, W.H. (1976). « Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure », *Journal of Financial Economics*, 3(4), 305-360. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(76\)90026-X](https://doi.org/10.1016/0304-405X(76)90026-X)
- Juniarti, J. (2013). « Good corporate governance and predicting financial constraint using logistic and probit regression model », *Journal of Accounting and Finance*, 15(1), 43-50. <https://doi.org/10.9744/jak.15.1.43-50>
- Kao, M.F., Hodgkinson, L. et Jaafar, A. (2019). « Ownership structure, board of directors and firm performance: evidence from Taiwan », *Corporate Governance: The International Journal of Business in Society*, 19(1), 189-216. <https://doi.org/10.1108/CG-04-2018-0144>
- Khelil, N., Brédart, X. et Levratto, N. (2020). Regards croisés sur l'échec entrepreneurial. *Revue de l'Entrepreneuriat/Review of Entrepreneurship*, 19(2), 7-12. <https://doi.org/10.3917/entre1.192.0007>
- Lajili, K. et Zeghal, D. (2010). « Corporate governance and bankruptcy filing decisions », *Journal of General Management*, 35(4), 3-26. <https://doi.org/10.1177/030630701003500401>
- Lara, J.M.G., Osma, B.G., Mora, A. et Scapin, M. (2017). « The monitoring role of female directors over accounting quality », *Journal of Corporate Finance*, 45, 651-668. <https://doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2017.05.016>
- Liang, D., Lu, C., Tsai, C. et Shih, G. (2016). « Financial ratios and corporate governance indicators in bankruptcy prediction: A comprehensive study », *European Journal of Operational Research*, 252, 561-572. <https://doi.org/10.1016/j.ejor.2016.01.012>
- Liao, L., Lin, T.P et Zhang, Y. (2018). « Corporate board and corporate social responsibility assurance: Evidence from China », *Journal of Business Ethics*, 150(1), 211-225. 10.1007/s10551-016-3176-9
- Lin, S.M., Ansell, J. et Andreeva, G. (2012). « Predicting default of a small business using different definitions of financial distress », *Journal of the Operational Research Society*, 63(4), 539-548. 10.1057/jors.2011.65
- Linck, J., Netter, J. et Yang, T. (2008). « The determinants of board structure », *Journal of Financial Economics*, 87, 308-328. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2007.03.004>
- Lu, J.W. et Beamish, P.W. (2004). « International diversification and firm performance. The s-curve hypothesis », *The Academy of Management Journal*, 47(4), 598-609. 10.2307/20159604
- Marco, L. (1989). *La montée des faillites en France, XIX^e et XX^e siècles*, L'Harmattan.
- Neter, J. (1986). « Boundaries of Statistics-Sharp or Fuzzy? », *Journal of the American Statistical Association*, 8(393), 1-8. <https://doi.org/10.1080/01621459.1986.10478227>
- Ntim, C.G. (2009). « Internal corporate governance structures and firm financial performance: Evidence from South African listed firms », Doctoral dissertation, University of Glasgow. https://www.researchgate.net/publication/39707224_Internal_Corporate_Governance_and_Firm_Financial_Performance_Evidence_from_South_African_Listed_Firms
- Ohlson, J. (1980). « Financial ratios and the probabilistic prediction of bankruptcy », *Journal of Accounting Research*, 18(1), 109-131. <https://doi.org/10.2307/2490395>
- Olsen, B.C et Tamm, C. (2017). « Corporate governance changes around bankruptcy », *Managerial Finance*, 43(10), 1125-1169. 10.1108/MF-09-2015-0257
- Ooghe, H. et Van Wymeersch, C. (2000). *Traité d'analyse financière, comptes annuels statutaires, bilan social, comptes consolidés*, Kluwer.
- Pagano, H. et Volpin P. (2005). « Managers, Workers and Corporate Control », *Journal of Finance*, 60(2), 841-868. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2005.00748.x>
- Pfeffer, J. et Salancik, G.R. (1978). *The external control of organizations: A resource dependence perspective*, Harper & Row.
- Pindado, J., Rodrigues, L. et De la Torre, C. (2008). « Estimating financial distress likelihood », *Journal of Business Research*, 61(9), 995-1003. <https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2007.10.006>
- Platt, H.D. et Platt, M.B. (2012). « Corporate board attributes and bankruptcy », *Journal of Business Research*, 65(8), 1139-1143. 10.1016/j.jbusres.2011.08.003
- Poupart O. (2010). « Rapport final sur le comité d'audit. Autorité des Marchés Financiers », https://www.amffrance.org/sites/institutionnel/files/contenu_simple/rapports_groupes_travail/Rapport%20final%20sur%20le%20comite%20d'audit.pdf
- Rauh, J. (2006). « Own Company in Defined Contribution Pension Plans: A takeover Defense? », *Journal of Financial Economics*, 81(2), 379-410. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2005.07.004>
- Reddy, S. et Jadhav, A.M. (2019). « Gender diversity in boardrooms—A literature review », *Cogent Economics & Finance*, 7(1). <https://doi.org/10.1080/23322039.2019.1644703>
- Refait-Alexandre, C. (2004). « La prévision de la faillite fondée sur l'analyse financière de l'entreprise : un état des lieux », *Économie et Prévision*, 1(162), 129-147. <https://doi.org/10.3917/ecop.162.0129>
- Shetty, S.H. et Vincent, T.N. (2021). « The role of board independence and ownership structure in improving the efficacy of corporate financial distress prediction model: Evidence from India », *Journal of Risk & Financial Management*, 14(7), 1-13. <https://doi.org/10.3390/jrfm14070333>
- Vafeas, N. (1999). « Board meeting frequency and firm performance », *Journal of Financial Economics*, 53(1), 113-142. [https://doi.org/10.1016/S0304-405X\(99\)00018-5](https://doi.org/10.1016/S0304-405X(99)00018-5)
- Wang, Z. et Deng, X., (2006). « Corporate Governance and Financial Distress: Evidence from Chinese Listed Companies », *The Chinese Economy*, 39(5), 5-27. 10.2753/CES1097-1475390501
- Zahra, S.A. et Pearce, J.A. (1989). « Boards of directors and corporate financial performance: A review and integrative model », *Journal of Management*, 15(2), 291-334. 10.1177/014920638901500208

Copyright of Revue des Sciences de Gestion is the property of Direction et Gestion Sarl and its content may not be copied or emailed to multiple sites or posted to a listserv without the copyright holder's express written permission. However, users may print, download, or email articles for individual use.