

ORIGINAL ARTICLE



Du paradoxe de l'audit du contenu informatif des rapports sociétaux dans un contexte sans réglementation: une analyse des déterminants sous le prisme des théories contractuelles et néo-institutionnelles

Ghislain Loïc Ngopa¹, Roméo Martial Dongmo², Louis Ndjetcheu³

¹Doctorant en Comptabilité-Audit-Contrôle, Faculté des Sciences Economiques et de Gestion Appliqués (Université de Douala). Douala – Cameroun.

²Docteur/PhD en Comptabilité-Audit-Contrôle Chargé de Cours, Expert-Comptable, Maitre-Assistant Senior CAMES, Faculté des Sciences Economiques et de Gestion Appliqués (Université de Douala). Douala – Cameroun

³Professeur Titulaire Hors échelle des Sciences de Gestion, Faculté des Sciences Economiques et de Gestion Appliqués (Université de Douala), Douala-Cameroun

Corresponding Author: Roméo Martial Dongmo

Abstract:

Résumé : La présente recherche étudie les pratiques volontaires d'audit du contenu informatif des rapports sociétaux. Il s'agit d'identifier, dans le contexte camerounais, les facteurs pouvant avoir une influence sur la décision des entreprises de mettre en place volontairement un audit sociétal réalisée par un tiers extérieur. Un double cadre théorique combinant les théories contractuelles et néo-institutionnelles est mobilisé. L'échantillon est constitué des entreprises camerounaises de grandes tailles et la période étudiée est de deux ans, 2022 et 2023. Les résultats révèlent que les facteurs contractuels n'ont pas d'influence dans le choix des entreprises de recourir à un examen sociétal. A contrario, le caractère significatif des variables institutionnelles sur le recours à un diagnostic sociétal a été mis en évidence. Enfin, la taille de l'entreprise influence positivement la mise en place d'une procédure d'examen sociétal.

Mots clés : Audit volontaire, informations sociétales, théories contractuelles, théories néo-institutionnelles

Abstract: This research examines the process of voluntary verification of sustainability information. It involves identifying, in the French context, the factors that may influence companies' decision to establish a voluntary sustainability verification conducted by an outside party. A double theoretical framework combining agency theories and neo-institutional theories is employed. The sample consists of French companies listed on the SBF 120 and the review period is two years, 2022 and 2023. The results show that contractual factors do not influence the choice of companies to use sustainability verification. Conversely, the significance of institutional variables on the use of sustainability verification has been highlighted. Finally, firm size positively influences the development of sustainability verification.

Keywords: Voluntary audit, Sustainability information, Contractual theory, Neo-institutional theory

Introduction

L'engouement des entreprises citoyennes pour la diffusion d'informations sociétales dans des rapports de développement durable annexés ou intégrés au rapport de gestion a été suivi d'un

accroissement de leur audit par un tiers extérieur à l'entreprise. Cette pratique discrétionnaire est donc mise en place par les entreprises de façon totalement volontaire. Même si la pratique d'audit sociétal en est encore à ses débuts, elle évolue

rapidement (FEE, 2006 ; Kolk et Perego, 2010), et un grand nombre d'entreprises réalisent ces missions dans le but d'améliorer la crédibilité et la transparence de l'information sociale et environnementale (KPMG, 2005 ; Rivière-Giordano, 2007 ; Kolk et Perego, 2010). L'International Auditing and Assurance Standards Board (IAASB, 2004) définit l'audit sociétal comme une mission « ...dans laquelle un praticien exprime une conclusion destinée à augmenter le degré de confiance d'éventuels utilisateurs, autres que la partie responsable, concernant le résultat de l'évaluation ou de la mesure d'un sujet, à l'aune de critères » (p.150). L'audit sociétal est décrite par Igalens (2004) comme une mission conduisant « ...à un niveau d'assurance qui s'appuie sur des principes spécifiés pour formuler un jugement sur la qualité d'un « dire » émanant d'une entreprise. Elle peut être décrite comme la part de confiance ou de certitude qu'un professionnel indépendant fournit aux parties intéressées par ce dire ».

Selon l'étude menée par Deloitte (2007), 36 entreprises du SBF 120 (30%) ont fait auditer volontairement une partie de leurs informations de développement durable 2007 par un tiers indépendant ; 29 de ces entreprises appartiennent au CAC 40 (72,5% de l'indice). Plusieurs interrogations ont amorcé les réflexions sur la mise en place de pratiques d'audit sociétal. Quelle crédibilité peut-on accorder aux informations sociétales diffusées par les entreprises ? Qui doit auditer ces informations ? Comment ce travail peut-il être envisagé ? (Igalens, 2004). En France, en 2004, un groupe de travail de l'ORSE s'est intéressé à ce sujet en partant de la réflexion suivante : « Faut-il aller vers une certification des informations sociétales que les entreprises publient dans leur rapport de développement durable ou de responsabilité sociétale ? ».

Ainsi, notre recherche a pour objet l'étude de la mise en place d'un audit volontaire des informations sociétales. Son objectif est d'étudier les facteurs pouvant avoir une influence sur la mise en place par les entreprises d'un audit volontaire des informations sociétales par un tiers extérieur. Dans cette perspective, la question de recherche est formulée de la manière suivante : **Quels sont les facteurs explicatifs de la mise en place d'un audit volontaire des informations sociétales ?**

Nous mobilisons dans la recherche un double

cadre théorique : d'une part, les théories contractuelles qui considèrent l'entreprise comme un nœud de contrats où des conflits existent entre les acteurs (Jensen et Meckling, 1976), et d'autre part, les théories néo-institutionnelles où les organisations agissent en réponse à des pressions institutionnelles afin d'obtenir une légitimité (DiMaggio et Powell 1983). Chacun des deux cadres théoriques peut permettre d'étudier la mise en place d'un audit sociétal. L'audit des informations sociétales s'insère dans une relation d'agence où elle a pour objectif de diminuer l'asymétrie d'informations entre les divers acteurs. En effet, Simnett et al. (2009) précisent que la mise en place d'une assurance permet, d'une part, de réduire les coûts d'agence et d'autre part, confère une plus grande confiance des utilisateurs dans l'exactitude des informations fournies par l'entreprise. L'audit sociétal est alors analysé comme un mécanisme permettant de fiabiliser le reporting sociétal dans un objectif de création de valeur pour l'entreprise (valeur actionnariale ou valeur partenariale). L'audit sociétal est également analysé comme une réponse apportée aux différentes pressions institutionnelles émanant de la société. Ainsi, analyser la mise en place d'un audit des informations sociétales, au regard des théories néo-institutionnelles, revient à considérer cette pratique comme une réponse apportée aux contraintes institutionnelles de la société en ayant des comportements isomorphiques dans un objectif d'obtention de légitimité (Meyer et Rowan, 1977 ; DiMaggio et Powell, 1991).

L'étude empirique menée porte sur un échantillon d'entreprises cotées appartenant au SBF 120 pour une période de deux ans : 2022-2023. Les résultats indiquent que les variables économiques n'ont, dans la majorité des cas, pas d'influence sur la mise en place d'un audit volontaire des informations sociétales. Pour les variables de gouvernance, seule la diffusion du capital apparaît significative. Concernant les variables institutionnelles, la cotation des entreprises et la pression médiatique permettent d'expliquer le recours à un audit sociétal. Ces résultats suggèrent que les entreprises ayant recours à une telle pratique sont mues par un objectif d'obtention de légitimité.

Cette recherche présente plusieurs contributions. Tout d'abord, sur le plan théorique, elle contribue

à améliorer la compréhension des pratiques d'audit sociétal. La recherche présente également un caractère extensif dans la mesure où peu d'études se sont intéressées aux facteurs explicatifs de la mise en place d'un audit sociétal (Herda et Taylor, 2009 ; Simnett et al., 2009 ; Kolk et Perego ; 2010 ; Gillet et Martinez, 2010 ; Gillet, 2010). Par rapport aux recherches antérieures, un des intérêts majeurs de ce travail résulte de la mobilisation d'un double cadre théorique. Celui-ci permet ainsi d'analyser les facteurs à la fois contractuels et institutionnels influençant le recours à un audit sociétal. D'un point de vue managérial, cette recherche peut présenter un intérêt pour les entreprises ainsi que pour les utilisateurs des informations sociétales. Pour les entreprises qui ne réalisent pas encore cet audit, il peut s'agir d'un moteur incitatif à la mise en place d'une telle pratique. Concernant les utilisateurs des informations sociétales, une meilleure compréhension des comportements des entreprises dans le recours à un audit des informations sociétales peut leur permettre de juger de la pertinence du reporting sociétal.

Notre travail s'articule autour de deux parties. Il s'agit tout d'abord de présenter le cadre théorique et les hypothèses de recherche (1). Ensuite, le modèle explicatif de l'audit volontaire d'informations sociétales et les résultats empiriques sont exposés (2).

Revue de la littérature et développement des hypothèses de recherche

La présente recherche a pour objet de tester l'impact de facteurs explicatifs sur l'audit volontaire des informations sociétales. Pour répondre à notre question de recherche un double cadre théorique est mobilisé : les théories contractuelles et néo-institutionnelles (1.1). Au vu de la littérature plusieurs variables explicatives peuvent être mises en exergue pour expliquer le comportement des dirigeants d'entreprises dans la volonté de mettre en place un audit sociétal. Conformément au positionnement théorique adopté, nous classons les variables en deux catégories, d'une part, les variables issues des théories contractuelles, et d'autre part, les variables issues des théories néo-institutionnelles de la légitimité. Les variables contractuelles sont les variables économiques, les variables de gouvernance et les variables structurelles. Les variables institutionnelles correspondent à la

variable réglementaire et à l'exposition aux médias. Ces variables sont synthétisées ci-dessous. Deux séries d'hypothèses sont ainsi formulées. Nous nous intéressons tout d'abord aux effets de déterminants contractuels sur la mise en place d'un audit sociétal (1.2). Nous étudions ensuite des déterminants institutionnels comme facteur explicatif de la décision de la mise en place d'un audit sociétal (1.3). Enfin, nous présentons les différentes variables de contrôle (1.4).

Justification de l'utilisation du double cadre théorique

Selon Simnett et al., 2009 et Kolk et Perego, 2010, il apparaît que l'adoption de pratiques d'audit sociétal est influencée par plusieurs facteurs, notamment des facteurs organisationnels internes à l'entreprise issus des théories contractuelles et des facteurs institutionnels externes à l'entreprise issus des théories néo-institutionnelles. Dans la présente recherche, la vérification des informations sociétales est étudiée au regard d'un cadre multithéorique combinant l'approche contractuelle et l'approche néo-institutionnelle de la légitimité.

Dans le cadre théorique contractuel, les pratiques d'audit des informations sociétales sont conçues comme des mécanismes permettant de crédibiliser le reporting sociétal aux yeux d'un ensemble de stakeholders. L'audit des informations sociétales s'insère dans une relation d'agence où elle a pour objectif de diminuer l'asymétrie d'informations entre les divers acteurs. En effet, Simnett et al. (2009) précisent que la mise en place d'une assurance permet, d'une part, de réduire les coûts d'agence et d'autre part, confère une plus grande confiance des utilisateurs dans l'exactitude des informations fournies par l'entreprise. En attestant des informations sociétales, l'audit sociétal contribue, au même titre que l'audit financier, à la diminution des asymétries d'informations et exonère les parties intéressées d'une recherche individuelle d'informations fiables. Dans cette vision, tout comme l'audit financier, l'audit sociétal est un mécanisme disciplinaire ayant pour objet de garantir la bonne qualité de l'information diffusée et d'attester la fiabilité du reporting sociétal (Rivière-Giordano, 2007). Ceci concorde avec les recherches antérieures démontrant que l'audit externe volontaire, réalisée par une partie extérieure à l'entreprise, offre une plus grande

confiance des utilisateurs dans la fiabilité et l'exactitude des informations divulguées (Carey et al., 2000). Cette approche ne prend cependant pas en compte l'encastrement social du comportement des acteurs (Capron et Quairel, 2007). L'étude de l'environnement extérieur à l'entreprise est également laissée de côté.

Dans le cadre théorique néo-institutionnel, la mise en place de l'audit sociétal est vue comme une réponse apportée aux pressions institutionnelles. Ainsi, les entreprises mettent en place un audit de leurs informations sociétales parce que cette pratique est souhaitée par l'environnement, et ce, dans le but d'acquiescer le soutien de ce dernier. Ainsi, analyser la mise en place d'audit des informations sociétales au regard des théories néo institutionnelles, revient à considérer cette pratique « d'audit » comme une réponse apportée aux contraintes institutionnelles de la société en ayant des comportements isomorphiques dans un objectif d'obtention de légitimité (Meyer et Rowan, 1977 ; DiMaggio et Powell, 1991). Dans le cadre de la diffusion d'informations sociétales, l'obtention par les entreprises de la légitimité passe par la reconnaissance des tiers de la fiabilité des informations diffusées. L'intervention d'un tiers extérieur ayant pour mission de garantir la fiabilité des informations diffusées peut être un moyen pour les entreprises de renforcer la légitimité ou de légitimer les actions de l'entreprise. La mise en place d'un audit sociétal par l'entreprise peut être une réponse apportée aux pressions institutionnelles de son environnement pour obtenir une légitimité vis-à-vis de la société prise dans son ensemble. La limite réside dans le danger de réduire la mise en place de telles pratiques à de simples outils de communication externe au service de l'image de l'entreprise, détournant ainsi leur mise en place de leur finalité première (Gond et Mullenbach, 2004).

L'utilisation de cadres théoriques multiples permet donc d'appréhender tous les facteurs explicatifs de la mise en place d'un audit sociétal. La prise en compte des contextes internes et externes aux entreprises à partir de socles théoriques différents mais complémentaires, semble être un moyen judicieux d'étudier la mise en place d'un audit sociétal (Gillet, 2010).

Les déterminants de l'audit sociétal issus des théories contractuelles

Nous étudions l'impact des facteurs économiques

sur la mise en place d'un audit sociétal par les entreprises. De ce fait, des variables de performance et de structure financière seront étudiées (1.1.1). Nous considérons également l'impact de la gouvernance interne sur l'audit volontaire des informations sociétales. Plus spécifiquement, nous cherchons à savoir si la structure de propriété et les caractéristiques du conseil d'administration influencent la décision de recourir ou non à un audit sociétal (1.1.2). Enfin, au vu de la littérature, il apparaît que les variables structurelles sont de nature à influencer la mise en place d'un audit sociétal (1.1.3).

1.2.1 Les variables économiques

Les variables identifiées sont des variables économiques liées aux caractéristiques financières de l'entreprise. Qu'il s'agisse de la littérature sur la diffusion d'informations sociétales ou de la littérature sur l'audit externe au sens large, les auteurs suggèrent que les entreprises vérifiant leurs informations sociétales et diffusant cette information vont être influencées par des facteurs économiques (Chow, 1982 ; Carey et al., 2000 ; Cormier et al., 2005 ; Simnett et al., 2009 ; Herda et Taylor, 2009).

La performance financière

En suivant la logique de l'arbitrage coûts/bénéfices, le niveau de performance financière de l'entreprise peut être un déterminant de la mise en place d'un audit des informations sociétales. La mise en place de pratiques d'audit des informations sociétales engendre des coûts (Simnett et al., 2009 ; Kolk et Perego, 2010). Il y a deux types de coûts, des coûts liés à l'audit en elle-même et des coûts liés à la diffusion de cette information. Selon Oxibar (2003) la plupart des études travaillant sur l'impact de la performance suggèrent une relation positive entre la performance de l'entreprise et son niveau de responsabilité sociétale. Les entreprises ayant une bonne performance financière auront davantage de moyens à consacrer à ce type de dépenses (Roberts, 1992). Alors que les entreprises qui ont une mauvaise performance financière préféreront ne pas supporter ces coûts. En effet, Ullmann (1985) et Roberts (1992) précisent que dans des périodes de faible rentabilité, les demandes économiques sont prioritaires par rapport aux dépenses de RSE discrétionnaires. Dans ce cas, une performance financière satisfaisante a une influence certaine sur le niveau de soutien que les

décisionnaires peuvent accorder aux activités futures de RSE. La performance financière est donc un proxy de la capacité de l'entreprise à supporter les coûts engendrés par la mise en place de pratiques de RSE. McGuire et al. (1988) suggèrent que la performance financière est une variable influençant la mise en place de pratiques de responsabilité sociétale au sein des entreprises. S'agissant des études relatives à la diffusion d'informations sociétales, Cormier et Magnan (1999, 2002) et McGuire al. (1998) mettent également en exergue une relation positive entre la diffusion d'informations sociétales et la performance financière de l'entreprise.

Ainsi, concernant la mise en place d'un audit des informations sociétales, les entreprises ayant une performance financière élevée seront en mesure de supporter les coûts immédiats ou futurs induits par cet audit et la probabilité de mettre en place un audit sociétal sera alors plus importante. Les arguments qui précèdent peuvent être résumés dans l'hypothèse suivante :

Hypothèse n°1 : La performance financière de l'entreprise influence positivement la mise en place par les entreprises d'un audit des informations sociétales diffusées.

La structure financière : le niveau d'endettement

Le niveau d'endettement des entreprises peut être un facteur influençant la décision de mettre en place un audit sociétal. Selon Chow (1982) et également Carey et al. (2000), les débats théoriques quant à l'association entre le niveau de dette des entreprises et la demande d'audit externe ont tendance à favoriser une association positive. Ainsi, certains auteurs travaillant sur le niveau d'endettement et la mise en œuvre de pratiques de RSE montrent l'importance de se préoccuper des attentes des parties prenantes notamment celles détentrices de ressources utiles à l'entreprise. En effet, les parties prenantes créancières contrôlent les ressources financières dont l'entreprise peut avoir besoin pour la poursuite de ses activités (Roberts, 1992). Ainsi les entreprises finançant leur activité par la dette seront plus attentives aux préoccupations des créanciers en matière de responsabilité sociale (Oxibar, 2003). Cet argument est repris par Abdel-Khalik (1993) dans le contexte de la demande d'un audit externe volontaire. Il suggère que les dirigeants demandent un audit externe en vue de se

conformer aux contraintes imposées par les créanciers. Ainsi, la mise en place d'un audit des informations sociétales peut être perçue comme la preuve d'un engagement de l'entreprise envers sa responsabilité sociétale qui pourra être perçue favorablement par les créanciers. Balckwell et al. (1998) estiment que la demande d'audit externe découle de la nécessité d'atténuer l'asymétrie d'information avec les créanciers. La mise en place d'un audit est alors perçue par ces mêmes créanciers comme un moyen de contrôle efficace. Dans le contexte des entreprises familiales australiennes, Carey et al. (2000) confirment l'hypothèse de l'impact positif du niveau d'endettement des entreprises sur la demande d'un audit externe. Les résultats de Chow (1982) vont dans le même sens : la demande d'audit externe est positivement reliée à un niveau d'endettement élevé. A l'instar des travaux antérieurs, nous formulons l'hypothèse suivante :

Hypothèse n°2 : Il existe une relation positive entre le niveau d'endettement de l'entreprise et la mise en place d'un diagnostic des rapports sociétaux.

1.2.2 Les variables de gouvernance

Plusieurs autres types de variables sont utilisés pour étudier la décision de mettre en place un audit sociétal. Il s'agit des variables liées à la gouvernance interne de l'entreprise. Nous nous intéressons tout d'abord aux effets de la structure de propriété sur la mise en place d'un audit sociétal et à ce titre nous examinons des déterminants qui y sont associés. Nous étudions ensuite les caractéristiques du conseil d'administration comme facteur explicatif de la décision d'audit sociétal.

Dilution du capital

Selon la théorie de l'agence (Jensen et Meckling, 1976), il existe des conflits d'intérêts entre les actionnaires et les dirigeants du fait de la séparation des fonctions de propriété et de gestion. L'importance de ces conflits est donc déterminée par la structure de l'actionnariat. Ces conflits d'intérêts sont générateurs de coûts d'agence, dont les coûts de dédouanement qui nous intéressent ici plus particulièrement. Ces coûts sont supportés par l'agent pour rassurer le principal et lui prouver qu'il agit dans son intérêt. Ils résultent donc de la mise en place de mécanismes tels que la publication d'informations par l'agent et/ou la

soumission volontaire à des contrôles. Selon la théorie de l'agence, les coûts de contrôle et de dédouanement augmentent avec la fraction d'actions détenues par le public (Labelle et Schatt, 2005). La forte dilution de l'actionnariat peut donc inciter les dirigeants à être plus transparents dans le but de réduire les coûts d'agence (coûts de contrôle) et de diminuer les conflits d'intérêts. Ils peuvent également vouloir se dédouaner pour révéler la bonne qualité de leur gestion et ainsi éviter d'être remplacés (Labelle et Schatt, 2005 ; Martinez, 2008). Ainsi, une plus grande dispersion du capital, entraînant une plus grande séparation entre la propriété et la gestion, induit une demande accrue en termes de transparence de la part des dirigeants eux-mêmes dans un but de dédouanement mais également de la part des actionnaires (Labelle et Schatt,

2005 ; Martinez, 2008). Plus le capital de l'entreprise est dilué et plus les attentes des actionnaires se multiplient, ces derniers exigeant davantage d'informations et de garanties quant à la fiabilité de ces informations. Chau et Gray (2002) mettent en exergue, sur un échantillon d'entreprises de Hong-Kong et de Singapour, l'influence positive de la dilution du capital sur la diffusion d'informations des entreprises et leur volonté de transparence.

Suivant cette logique, lorsque le capital est diffus, les dirigeants seront amenés à faire auditer les informations publiées y compris les informations sociétales. A l'inverse dans une entreprise dont le capital est concentré entre les mains d'un petit nombre d'actionnaires majoritaires, la demande en termes de fiabilité des informations sera moins importante. Dans ce cas, l'entreprise pourra s'abstenir de recourir à l'audit des informations sociétales. L'hypothèse 3 est ainsi formulée :

Hypothèse n°3 : Il existe une relation positive entre la dispersion du capital de l'entreprise et la mise en place d'un contrôle sociétal.

Taille du conseil d'administration

Selon Jensen (1993), la taille optimale des CA se situe entre 7 et 8 membres. Au-delà de ce nombre, les conseils deviennent plus facilement contrôlables par le dirigeant et sont de ce fait moins efficaces. Un CA de petite taille est à l'inverse supposé plus réactif et plus efficace, avec un contrôle managérial plus strict. Un nombre restreint d'administrateurs favorise en

effet la communication et la coordination au sein de l'organe de surveillance et accroît sa capacité de contrôle des dirigeants. A l'inverse, comme le précise Maati (1999), la taille élevée d'un conseil d'administration accroît la difficulté d'obtention d'un consensus dans la prise de décision. Selon la théorie de l'agence, la taille élevée du CA est à l'origine de conflits de groupe (désaccords entre les membres ou conflits cognitifs) pouvant ralentir la prise de décision (Godard et Schatt, 2005a et 2005b). Un climat conflictuel au sein du CA est défavorable à l'implication de ses membres dans les décisions, laissant par là même au dirigeant une forte latitude (Godard, 2002).

Outre un contrôle plus strict des dirigeants, un CA de petite taille entraîne, selon Ben Rhouma (2008), une meilleure transparence. Elle démontre que les entreprises ont tendance à être plus transparentes quant aux conséquences sociales et environnementales de leur activité et à communiquer plus d'informations sociétales lorsque la taille du CA est réduite. Des recherches ont également montré que la taille du conseil d'administration avait un impact sur la qualité de l'information diffusée (Klein, 2002). Les petits conseils sont plus efficaces et mènent par conséquent à l'amélioration de la qualité de l'information diffusée. Pour atteindre cet objectif de transparence et de qualité de l'information diffusée, les entreprises ayant un petit conseil d'administration seront incitées à auditer leurs informations sociétales.

Hypothèse n°4: Il existe une relation négative entre la taille du conseil d'administration et la mise en place d'un diagnostic sociétal.

Cumul des fonctions de directeur général (DG) et de président du conseil d'administration

Selon Fama et Jensen (1983), lorsque le dirigeant cumule les fonctions de directeur général et de président du conseil d'administration, sa capacité est forte d'influencer les décisions du CA. Le cumul de ces deux fonctions est une source possible de conflits d'intérêts dans la mesure où le dirigeant va défendre les projets qu'il a initiés, même s'ils ne sont pas créateurs de valeur pour les actionnaires. Ainsi selon Jensen (1993), le cumul des deux fonctions ne permet pas au CA de jouer pleinement son rôle de surveillance.

Dans le cas de la diffusion d'informations volontaires, Forker (1992) puis Ho et Wong

(2001) ont montré que le cumul des fonctions de président du CA et de DG (la personne cumulant les deux fonctions étant qualifiée de personnalité dominante « Dominant Personality ») a un effet négatif sur la qualité de la communication de l'entreprise. De même, dans le contexte occidental, Lakhal (2005) révèle que les entreprises sont moins enclines à diffuser volontairement des informations lorsque les fonctions de contrôle et de direction sont exercées par la même personne. Le cumul des fonctions de contrôle et de décision a un effet négatif sur la transparence de l'entreprise et donc sur sa volonté de mettre en place un audit sociétal.

Hypothèse n°5: Le cumul des fonctions de directeur général et de président du conseil d'administration a un effet négatif sur la décision de mettre en place d'un examen sociétal.

Les déterminants de l'audit sociétal issus des théories néo-institutionnelles de la légitimité

Il s'agit de montrer l'importance des variables institutionnelles pour expliquer le choix de la mise en place d'un audit sociétal. Ainsi, des théories néo-institutionnelles, sont déduits des déterminants qui permettent d'analyser la manière dont les entreprises réagissent aux sollicitations de leur environnement. Dans cette vision, la mise en place d'un audit sociétal sera analysée comme une réponse apportée aux pressions institutionnelles dans un objectif d'obtention de légitimité. Ainsi, la décision de mettre en place un audit sociétal est une réponse aux pressions coercitives notamment réglementaires (1.2.1). Nous considérons également que la pression médiatique peut motiver les entreprises à mettre en place un audit volontaire des informations sociétales (1.2.2).

1.3.1. Les variables liées à la réglementation

L'existence d'un environnement légal ou coercitif au sens de DiMaggio et Powell (1983) peut affecter le comportement et la structure des organisations. Les entreprises sont soumises à des règles ou des injonctions provenant de niveaux de régulation supérieurs (Reynaud, 1997). Même s'ils ne sont pas les seuls, les dispositifs législatifs sont caractéristiques de ce type de pression coercitive (Klarsfeld et Delpuech, 2008). Plusieurs recherches ont étudié le facteur réglementaire comme déterminant de la décision de mettre en place des pratiques de RSE. Allouche et al. (2004)

font remarquer que des pressions institutionnelles coercitives, qu'il s'agisse de la loi NRE ou d'autres dimensions réglementaires, s'exercent dans le champ de la RSE. Dans le cadre de la mise en place d'un audit sociétal, Zadek et Raynard (2004) précisent que, même s'il n'existe pas d'obligation et de législation pour la mise en place un audit sociétal, l'environnement réglementaire est tout de même susceptible de jouer un rôle crucial dans le développement de telles pratiques.

Dans la littérature, l'aspect réglementaire est appréhendé à travers la cotation de l'entreprise. En effet, la réglementation relative à la transparence, à la publication d'informations et aux pratiques de RSE varie d'un pays à l'autre. Dans ce sens, la visibilité en termes de transparence et de crédibilité des informations diffusées, sont des conditions essentielles pour pouvoir accéder aux marchés des capitaux internationaux. Dans la même veine, Meek et al. (1995) et Raffournier (1995) soulignent que la cotation multiple des entreprises est un facteur susceptible de les motiver à devenir plus ouvertes en termes d'informations au marché. Guthrie et Parker (1990) et Gray et al. (1995) font le même constat s'agissant de l'information sociétale. Oxibar (2003) confirme que les entreprises multicotées sont présentes sur divers marchés dans lesquels, les intervenants ont des attentes accrues ou différentes par rapport au marché domestique et imposent des obligations accrues ou divergentes de celles du marché d'origine.

A l'instar de ces études, nous faisons l'hypothèse que les entreprises, soumises à des pressions coercitives liées aux questions sociétales mais aussi liées aux aspects de diffusion de l'information, seront incitées à demander un audit de leurs informations sociétales diffusées. La pression réglementaire est donc appréhendée à travers la cotation des entreprises. Ainsi, les entreprises qui ont une multicotation, c'est-à-dire qui sont cotées sur au moins deux marchés réglementés et qui ont donc davantage de contraintes réglementaires que les autres, seront plus incitées à mettre en place un audit sociétal.

Hypothèse 6: Les entreprises qui sont cotées sur plusieurs marchés seront davantage incitées à adopter un examen de leurs informations sociétales.

1.3.2. Les variables liées à la pression médiatique

On entend par pression médiatique l'influence que les informations véhiculées par les médias ont sur le public. Ces informations sur les entreprises peuvent en effet influencer les opinions des parties prenantes. Par conséquent, les médias de masse disposent d'un pouvoir indirect sur les entreprises et sur leur légitimité (Decock-Good, 2001).

De nombreux auteurs utilisent les articles parus dans la presse pour mesurer la pression médiatique, qui est assimilée à la pression des groupes sociaux et de la société. Certaines entreprises peuvent être surmédiatisées par rapport à d'autres. Les événements en relation avec les conséquences de l'activité environnementale et sociale de l'entreprise et qui sont médiatisés, peuvent orienter l'opinion publique vers cette entreprise (Ben Rhouma, 2008). En mettant en place une stratégie sociétale de diffusion et d'audit, l'entreprise va vouloir soit répondre à des accusations (Antheaume, 2001) soit, au contraire, montrer sa bonne foi et légitimer ses activités. En effet, les médias véhiculant une partie de l'image des entreprises et pouvant de ce fait agir sur les croyances et l'opinion publique, il est de l'intérêt de l'entreprise de mettre en œuvre des moyens lui permettant de contrôler à son avantage cette opinion publique. Les entreprises réagissent aux préoccupations du public, qui exerce une pression, par le biais d'une diffusion accrue d'informations sociétales (Li et al., 1997 ; Brown et Deegan, 1998 ; Bewley et Li, 2000). Plusieurs travaux académiques ont tenté de valider l'hypothèse d'une diffusion d'informations sociétales en réponse aux pressions du public. Ces recherches ont utilisé la théorie du « media agenda setting ». Cette théorie postule que l'accent mis par les médias sur certains sujets ne reflète pas l'intérêt du public mais au contraire que ce sont les médias qui attirent l'attention du public sur ces sujets (Brown et Deegan, 1998). En s'appuyant sur la théorie du « media agenda setting » et de la légitimité, Brown et Deegan (1998) suggèrent que les médias peuvent jouer un rôle dans la conduite des préoccupations de la communauté et que les organisations répondront à ces préoccupations en augmentant l'étendue de leur diffusion d'informations sociétales. La plupart des recherches antérieures ont donc examiné le lien entre la hausse de couverture médiatique et la divulgation d'informations environnementales. Aerts et Cormier (2009) ont étendu l'analyse en intégrant le contenu spécifique de l'exposition

médiatique (favorable/défavorable) comme mesure directe de la légitimité médiatique.

Ainsi, dans la présente recherche, nous testons l'influence du niveau d'exposition médiatique sur la mise en place d'un audit sociétal (2.2.1). La légitimité médiatique antérieure des entreprises sera également étudiée comme un facteur explicatif du choix de mettre en place un audit sociétal (2.2.2).

Le niveau d'exposition aux médias

Au vu des études sur l'exposition médiatique des entreprises (Brown et Deegan, 1998 ; Cormier et Magnan, 2003 ; Aerts et Cormier, 2009), il apparaît que les entreprises faisant l'objet d'une forte exposition médiatique vont mettre en œuvre des pratiques de RSE et, dans notre cas un audit sociétal dans un objectif d'obtention de légitimité. Ainsi, certains auteurs font référence dans leur étude à l'intensité de la couverture médiatique de l'entreprise comme mécanisme mesurant l'impact des forces de légitimation sur l'entreprise (Aerts et al., 2006). Cormier et Magnan (2003) montrent le lien positif entre la visibilité médiatique des entreprises, mesurée par la quantité d'articles de presse, et l'étendue des rapports environnementaux. Dans le contexte occidental, Giordano-Spring (2008) a montré que la visibilité médiatique, proxy de la pression du public, influençait la qualité des informations sociétales diffusées. Elle mesure la visibilité médiatique par le nombre d'articles parus dans la presse concernant les questions sociétales. Cela corrobore les propos de Park et Brorson

(2005) qui précisent que l'un des facteurs influençant la mise en place d'un audit des informations sociétales est l'attention médiatique, par laquelle la crédibilité des informations sociétales des entreprises est mise au défi.

A l'instar des études antérieures, nous souhaitons montrer que les entreprises poursuivent une stratégie de légitimation en mettant en place un audit de leurs informations sociétales, en réponse au niveau d'attention des médias qui forment les attentes du grand public sur les questions sociétales.

Hypothèse 7 : Il existe une relation positive entre le niveau d'exposition des entreprises aux médias et la mise en place d'une procédure d'audit du contenu informatif des rapports durabilité.

La légitimité médiatique

Certains chercheurs ne se sont pas contentés de mesurer uniquement le niveau d'exposition ou de couverture aux médias mais ont étudié le contenu et l'opinion de ces médias (favorables, défavorables, neutres). Ceci mesure la légitimité médiatique. Prenant ses racines dans les croyances et les perceptions, la légitimité peut être conçue comme une évaluation ou une estimation de l'acceptation de ce qui est approprié et/ou désirable (Suchman, 1995 ; Aerts et Cormier, 2009). Ainsi, la légitimité concerne surtout la perception. Ce qui est dans le concept de légitimité, ce sont les perceptions qu'ont les publics concernés ou la société dans son ensemble. De ce fait, les médias jouent un rôle important dans les processus de légitimation (Fombrun, 1996 ; Rao, 1998).

Pour évaluer cette légitimité médiatique, Aerts et Cormier (2009) analysent le contenu des articles de presses concernant les sujets environnementaux. Les auteurs utilisent une mesure directe de la légitimité environnementale, fondée sur le rôle des médias pour évaluer la perception du public sur la légitimité environnementale d'une entreprise. Selon Aerts et Cormier (2009), les institutionnalistes suggèrent que l'analyse de contenu des sources médiatiques peut être utile pour étudier les processus de légitimation. L'existence d'archives de la couverture des médias dans de multiples secteurs permet d'analyser le contenu de ces sources publiques et offre une technique adéquate pour opérationnaliser la légitimation. Ainsi, les deux auteurs étudient le lien entre la légitimité médiatique et la diffusion d'informations environnementales à travers les rapports annuels et les communiqués de presse diffusés par les entreprises elles-mêmes. Dans la même veine, Aw et al. (2009) étudient l'impact de la légitimité environnementale, mesurée par le caractère favorable/défavorable des articles de presse, sur la diffusion d'informations sociétales et sa qualité. Les auteurs démontrent un lien négatif entre la légitimité médiatique des entreprises et leur niveau de diffusion environnementale. Ainsi, suivant le contenu des articles de presse

(favorable/défavorable/neutre) qui est une mesure directe de la légitimité médiatique, le besoin d'améliorer la crédibilité de l'information sociétale diffusée sera différent et pourra avoir

une influence sur la décision d'assurer ou non les informations sociétales.

Ainsi, le niveau élevé de légitimité médiatique a un effet négatif sur la volonté des entreprises de mettre en place un audit sociétal. Il en résulte l'hypothèse suivante :

Hypothèse 8: Il existe une relation négative entre la légitimité médiatique des entreprises et la mise en place d'une procédure d'audit du contenu informatif des rapports sociétaux.

Les variables de contrôle

La littérature fait de nombreuses fois référence aux caractéristiques structurelles des entreprises pour étudier leur comportement. Il s'agit de la taille et du secteur d'activité des entreprises. Le lien entre la diffusion d'informations, leur audit et la taille des entreprises a notamment été mise en exergue par Chow, 1982 et Cormier et al., 2005. Quant au secteur d'activité, il semble également être un facteur déterminant dans la décision des entreprises de faire auditer leur information sociétale (Simnett et al., 2009 ; Kolk et Perego, 2010).

1.4.1. La taille de l'entreprise

La taille étant une source de visibilité, plus une entreprise est grande et plus elle sera observée et soumise à des pressions de la part du public. Comme le précisent Bewley et Li (2000), les entreprises de grande taille doivent se comporter de manière exemplaire du fait de leur visibilité. En raison de l'attention particulière portée aux entreprises de grande taille et afin de conserver leur crédibilité, elles ont donc tout intérêt à être transparentes. De manière générale, la taille de l'entreprise, source de visibilité, incite les entreprises à mettre en place des pratiques visant à démontrer leur engagement environnementalement et socialement responsable. Ceci est en consonance avec les nombreuses études en matière de diffusion d'informations sociétales qui constatent que du fait de leur visibilité accrue, les entreprises de grande taille sont incitées à mettre en place des pratiques de RSE telles que la diffusion d'informations sociétales (Bewley et Li, 2000). Les grandes entreprises se sentent plus visées et trouvent qu'il est nécessaire de justifier leur engagement en matière de RSE, de ce fait elles essaient de multiplier les moyens de montrer au

public leur engagement dans ce domaine (Damak-Ayadi, 2007). Ces arguments sont repris dans le contexte particulier de la demande d'audit sociétal par Kolk et Perego (2010). Ils justifient le lien entre la taille des entreprises et la demande d'un audit sociétal, par la littérature en comptabilité environnementale et en audit externe.

1.4.2. Le secteur d'activité

Selon Cowen et al. (1987), il existe un souci de visibilité de la part des entreprises appartenant à des secteurs plus ou moins sensibles. Une entreprise œuvrant dans un secteur sensiblement exposé d'un point de vue environnemental et/ou social fera l'objet d'une attention particulière de la part du gouvernement et tentera de répondre à ces pressions gouvernementales en diffusant des informations sociétales. Il peut s'agir également d'une visibilité non pas au niveau du gouvernement mais aussi au niveau du public pour les entreprises « consumer oriented » (Cowen et al., 1987). Les entreprises situées dans des secteurs d'activités orientés vers le public démontreront davantage leur engagement en matière de responsabilité sociétale que les autres entreprises, cela en diffusant et en faisant vérifier leurs informations sociétales.

Ainsi, des recherches antérieures ont démontré l'existence d'une association positive entre le secteur d'activité des entreprises reflétant le niveau d'exposition aux risques environnementaux et sociaux et le niveau de diffusion d'informations environnementales et sociétales (Adams et al., 1998).

Des auteurs ont prédit que les sociétés appartenant à des secteurs ayant un plus grand impact sociétal sont plus exposées aux risques sociétaux et auront un plus grand besoin, pour gérer ces risques, de mettre en place un audit sociétal, ceci afin d'accroître la confiance des utilisateurs dans la crédibilité de l'information sociétale diffusée (Simnett et al., 2009 ; Kolk et Perego, 2010). Suivant le secteur d'activité dans lequel œuvrent les entreprises, le besoin d'améliorer la crédibilité de l'information sociétale diffusée s'accroît et peut donc influencer la décision d'assurer l'information sociétale (Simnett et al., 2009).

Les facteurs explicatifs de la procédure d'audit du contenu informatif des rapports durabilité

La fiabilité des informations sociétales diffusées est une question cruciale. En effet, les attentes de

la société en termes de transparence, de confiance et de fiabilité des informations se sont accrues ces dernières années, et par la suite le besoin de vérification s'est fait ressentir. La mise en place d'un audit sociétal est à la discrétion des dirigeants. Cette pratique discrétionnaire est donc mise en place par les entreprises de façon totalement volontaire. Quels sont donc les facteurs susceptibles d'influencer leur décision de faire vérifier ou non les informations sociétales diffusées par les entreprises camerounaises ? L'objectif de la présente recherche est d'expliquer la décision volontaire de réaliser un audit sociétal. Deux types de déterminants sont pris en compte : les déterminants contractuels et les déterminants institutionnels. Nous présentons en premier lieu le modèle explicatif de l'audit sociétal (2.1) avant de présenter en deuxième lieu les résultats des analyses univariées (2.2) et enfin en troisième lieu les résultats des analyses multivariées (2.3).

- Le modèle explicatif de l'audit du contenu informatif des rapports durabilité

La méthodologie mise en œuvre consiste à estimer une régression multivariée de type logistique dans laquelle la variable à expliquer est la mise en place de l'audit sociétal. Le choix du modèle logistique résulte du fait que cette variable est dichotomique : égale à l'unité si l'entreprise opte pour l'audit de ses informations sociétales et zéro sinon. Les données recueillies concernent une période de deux ans : 2022-2023. Ainsi, les analyses sont réalisées en deux temps. Il s'agit en premier lieu d'estimer un modèle pour chaque année d'observation, ce qui nous conduit à estimer deux modèles : un modèle pour 2022 et un modèle pour 2023. En second lieu, il s'agit d'estimer un modèle longitudinal avec les données « poolées », c'est-à-dire en incorporant l'ensemble des observations 2022-2023. Cette étude quantitative consiste à estimer une régression multivariée de type logistique. L'échantillon de l'étude est composé des entreprises du SBF 120 pour les deux années consécutives : 2022-2023.

Les théories contractuelles et les théories néo-institutionnelles constituant notre cadre théorique, il s'agit de tester les hypothèses de recherche provenant de ce double cadre.

S'agissant des hypothèses contractuelles, nous étudions l'impact des facteurs économiques sur la mise en place d'un audit sociétal par les entreprises. Nous considérons également l'impact

de la gouvernance interne sur la vérification volontaire des informations sociétales.

S'agissant des hypothèses institutionnelles, nous étudions l'influence des pressions coercitives et médiatiques ainsi que la pression normative sur la mise en place d'un audit sociétal. Outre ces déterminants, des variables de contrôle sont prises en compte. Il s'agit du secteur d'activité et de la taille de l'entreprise.

Le modèle explicatif de la mise en place de l'audit sociétal intègre les variables explicatives précédemment développées : les variables contractuelles et les variables institutionnelles.

Ainsi le modèle explicatif final proposé est le suivant :

$$\text{AUDIT}_{it} = \alpha + \beta_1 \text{ROA}_{it} + \beta_2 \text{ENDET}_{it} + \beta_3 \text{DIF}_{it} + \beta_4 \text{TAILCA}_{it} + \beta_5 \text{CUMUL}_{it} + \beta_6 \text{COT}_{it} + \beta_7 \text{MEDIA}_{it} + \beta_8 \text{JF}_{it} + \beta_9 \text{CONTROLE}_{it} + \epsilon_{it}$$

i = entreprise ; α et β = constantes ; t = année ;

AUDIT_{it} = 1 si l'entreprise audite les IS divulguées, 0 sinon ;

ROA_{it} = résultat net / total actifs en % ;

ENDET_{it} = dettes financières / total actif en %

DIF_{it} = diffusion du capital ;

TAILCA_{it} = taille du CA ;

CUMUL_{it} = cumul des fonctions de direction et de contrôle ;

COT_{it} = 1 si cotation multiple, 0 sinon ; MEDIA_{it} = nombre total d'articles de presse

JF_{it} = coefficient de J-F

CONTROLE_{it} = variables de contrôle ;

ϵ_{it} = terme résiduel.

Après avoir effectué des régressions logistiques annuelles, des régressions logistiques

« poolées » avec effets fixes du temps sont estimées. La technique d'estimation avec effet temps consiste à ajouter autant de variables dichotomiques qu'il y a d'années d'observations (moins une) au sein des variables explicatives. L'objectif de la création de ces variables dichotomiques est de permettre de capter un effet « temps » qui peut être utile pour l'analyse des données (De Bourmont, 2009). Ainsi, nous avons

créé une nouvelle variable de contrôle aussi appelée variable indicatrice pour l'année (année 2022: 1 si 2022 et 0 si 2023).

S'agissant de la collecte des données la majorité des variables a été collectée manuellement à partir des documents de référence ou des rapports de développement durable publiés sur le site Internet des 120 entreprises de l'échantillon. Certaines variables de gouvernance n'étant pas disponibles, nous avons complété la collecte à partir de la base de données Dafsaliens et Thomson One Banker Ownership. Les variables financières ont été extraites à partir de la base de données Thomson One Banker.

Pour les variables liées à la pression médiatique, nous utilisons les articles de presse écrite extraits d'un journal à réputation nationale : le Monde. Mutz et Soss (1997) montrent qu'un seul journal peut être utilisé dans ce type d'analyse. En effet, les auteurs précisent qu'un seul journal prestigieux est approprié dans la mesure où il est une référence pour les autres médias. Dans le contexte camrounais, nous nous appuyons sur les travaux de Decock-Good (2001) pour prendre comme média de référence le Jeune Afrique Economique. Pour la mesure de la variable « exposition médiatique » (notée MEDIA), conformément aux études antérieures (Cormier et Magnan, 2003 ; Giordano-Spring, 2008), nous avons recensé le nombre d'articles concernant chaque entreprise pour les années précédant les années d'étude, parus dans la presse camerounaise sur les thèmes concernés. Pour la mesure de la légitimité médiatique (notée JF), les précédentes recherches (Aerts et Cormier, 2009 ; Aw et al., 2009) ont utilisé le coefficient de Janis-Fadner (Janis et Fadner, 1965). Il se mesure de la manière suivante :

$$\begin{aligned} \text{J-F coefficient} &= (e^2 - ce) / t^2 && \text{si } e > c \\ &= (ec - c^2) / t^2 && \text{si } c > e \\ &= 0 && \text{si } e = c \end{aligned}$$

Avec e le nombre d'articles favorables dans l'exercice précédent, c est le nombre d'articles défavorables dans l'exercice précédent, et t est la somme de e et c . Ce coefficient peut prendre des valeurs entre -1 (défavorable) et +1 (favorable), avec 0 indiquant l'aspect neutre (équilibre). Il s'agit d'un coefficient de déséquilibre mesurant le contenu des articles de presse.

Ainsi, les articles issus des médias ont été classés en favorable, défavorable ou neutre.

D'après Brown et Deegan (1998), le contenu d'un article de presse est considéré comme défavorable (négatif) s'il contient des informations sur l'activité de l'entreprise qui indiquent que les opérations ou les stratégies de l'entreprise se font au détriment de l'environnement naturel, social et économique. Le contenu d'un article de presse est considéré comme favorable (positif) s'il contient des informations sur l'activité de l'entreprise qui indiquent que les opérations et les stratégies de l'entreprise sont bénéfiques pour l'environnement naturel, social et économique. Le contenu d'un article de presse est considéré comme autre s'il contient des informations qui n'indiquent pas si les opérations de l'entreprise sont néfastes ou bénéfiques pour l'environnement et la société.

La base de données FACTIVIA qui permet d'accéder au texte intégral de la presse camerounaise, des dépêches d'actualités et de la presse régionale a été utilisée. La recherche a nécessité d'entrer dans la base de données des mots clés permettant de sélectionner les articles pertinents pour la recherche.

Concernant l'analyse de contenu des articles de presse et leur codage, un test inter-codeur a été effectué. En effet, avant de commencer le codage intégral des articles de presse, il est nécessaire de réaliser un test inter-codeur qui permet de s'assurer de la fidélité dans la codification (de

Bonville, 2000). Il s'agit de vérifier que deux chercheurs utilisent les mêmes codes pour coder les articles. Pour notre étude, deux étudiants chercheurs ont réalisé le test du double codage. Ainsi, le même échantillon d'articles de presse (12,6% du corpus soit 292 articles) est codé indépendamment par les deux codeurs. Le test de concordance de ces deux analyses a été réalisé à l'aide du coefficient d'accord Kappa de Cohen (Evrard *et al.*, 2003). Ce test compare le pourcentage d'accords entre codeurs et celui qui serait obtenu par le fait du hasard.

Le coefficient de fidélité de Kappa (K) est un pourcentage de l'accord maximum corrigé de ce qu'il serait sous le simple effet du hasard. Il se calcule de la manière suivante :

$$K = (F_o - F_c) / (N - F_c) \text{ avec :}$$

N : nombre total de jugements faits par chaque analyste

F_o : nombre total de jugements sur lesquels les analystes sont en accord
F_c : nombre de jugements en accord dû au hasard

Le tableau 1 présente les résultats du degré d'accord entre le codeur 1 et le codeur 2 pour les 292 articles codés comme favorable (positif), défavorable (négatif) ou neutre. Le coefficient de Kappa obtenu entre les deux codeurs est de 0,891 (sig.= 0,000).

Tableau 1 : Tableau de contingence pour le calcul du Kappa et résultat du test

		Codeur 1			Total
		Neutre	Négatif	Positif	
Codeur 2	Type d'informations				
	Neutre	53	15	5	73
	Négatif	16	150	7	173
	Positif	9	4	33	46
Total		78	169	45	292

	Valeur de K	Signif.
Mesure de l'accord : Kappa	0,891	,000

Suivant le classement de Landis et Koch (1977), le coefficient de concordance est considéré comme bon lorsqu'il est supérieur à 0,81. Le

coefficient Kappa calculé ici, nous incite à considérer la fidélité inter-codeur comme satisfaisant.

Quant aux variables de contrôle, elles ont été extraites de la base de données Thomson One Banker. Pour les secteurs d'activité, à l'instar de Kolk et Perego (2010) et de Simnett *et al.* (2009), nous avons identifié sur la base de la classification ICB (Industry Classification Benchmark) 4 super-secteurs dits sensibles, c'est-à-dire particulièrement exposés aux risques sociaux et

environnementaux. Il s'agit de « Pétrole, gaz et matériaux de base », « Industries et biens de consommation », « Services aux collectivités » et « Sociétés financières ». Chaque entreprise a ensuite été classée dans une de ces catégories selon le secteur d'activité auquel elle appartient.

La variable à expliquer et les déterminants de l'audit sociétal sont présentés dans le tableau 2.

Tableau 2 : Les déterminants de l'audit volontaire des informations sociétales

Variables	Noms	Mesures
<i>Variable s à expliquer</i>		
Audit sociétal	AUDIT	1 : recours à un audit sociétal 0 : sinon
<i>Variable s explicatives</i>		
VARIABLES CONTRACTUELLES		
Rendement des actifs	ROA	Résultat net / total actifs en %
Taux d'endettement	ENDET	Dettes financières / capitaux propres en %
Diffusion du capital	DIF	1 : si aucun actionnaire ne détient plus de 20% du capital 0 : sinon
Taille du CA	TAILCA	Nombre total d'administrateurs qui siègent dans le conseil
Cumul des fonctions de DG et président du CA	CUMUL	1 : direction générale et présidence du conseil assurée par une même personne 0 : si non
VARIABLES INSTITUTIONNELLES		
Cotation simple /cotation multiple	COT	1 : multicotation 0 : cotation domestique
Exposition aux médias	MEDIA	Nombre total d'articles de presse
Légitimité médiatique	JF	Coefficient J-F
VARIABLES DE CONTROLE		
Secteur d'activité	SECTEUR	1 : si « Pétrole, gaz & matériaux de base », « Industries et biens de consommations », « Services aux collectivités », « Secteurs financiers », 0 : sinon
Taille de l'entreprise	ACTIFS	Logarithme de l'actif

Pour analyser les déterminants de l'audit volontaire, une étude univariée est tout d'abord menée afin de comparer les caractéristiques des entreprises réalisant un audit de leurs informations sociétales et celles ne réalisant pas cet audit.

L'analyse descriptive des données

Nous cherchons ici à comparer les caractéristiques des entreprises réalisant un audit sociétal, et celles ne réalisant pas d'audit sociétal. Il s'agit tout d'abord de décrire l'échantillon de l'étude (2.2.1), puis de présenter les résultats du test non paramétrique de comparaison des rangs de *Mann-*

Whitney (2.2.2), et enfin ceux du test du Khi-deux d'indépendance (2.2.3).

2.2.1 Description de l'échantillon

L'objectif de l'étude étant de déterminer les facteurs explicatifs de la mise en place par les entreprises d'un audit volontaire des informations sociétales, il convient de sélectionner un échantillon d'entreprises publiant des informations sociétales. Dans la publication d'informations sociétales, le contexte réglementaire étant spécifique à chaque pays, le choix de restreindre l'analyse au contexte camerounais prend tout son sens. Ainsi, notre étude se focalisera sur le contexte camerounais.

Tout d'abord, il s'agit de retenir toutes les entreprises soumises à la réglementation OHADA au sujet de la publication d'informations sociétales dans le rapport de gestion. Notre choix se tourne donc vers les entreprises camerounaises citoyennes de grande taille et donc soumises au cadre réglementaire OHADA. Pour maximiser la taille de l'échantillon et obtenir un nombre suffisant d'entreprises camerounaises concernées par la réglementation OHADA, nous retenons les

entreprises du Magazine « *RSE Malaria* ». La liste des 120 entreprises constituant notre échantillon comporte la particularité d'être toutes engagées dans les activités sociétales et comportent pour la plupart des fondations ou des organes en charge de la RSE. Dans cette liste, les entreprises de l'échantillon sont classées en deux groupes selon qu'elles audient (AUDIT = 1) ou non (AUDIT = 0) les informations sociétales.

La période de l'étude se limite aux années 2022-2023 car nombreuses sont les entreprises qui ne publient des rapports sociétaux que depuis 2022. En effet, en France cette pratique était trop marginale avant 2023 pour qu'elle puisse faire l'objet d'une étude quantitative. De plus, au moment de l'étude, les rapports 2024 ne sont pas encore disponibles.

La variable à expliquer, à savoir le recours à un audit des informations sociétales, est une variable dichotomique, notée AUDIT.

Nous résumons dans le tableau ci-dessous les statistiques descriptives de cette variable pour les années 2022 et 2023.

Tableau 3 : Statistiques descriptives de la variable à expliquer

Statistiques	Effectif			Pourcentage		
	2022	2023	2022-2023	2022	2023	2022-2023
Non auditrices (0)	81	80	161	67,5 %	66,7 %	67,1 %
auditrices (1)	39	40	79	32,5 %	33,3 %	32,9 %
Total	120	120	240	100 %	100 %	100 %

Nous constatons que les entreprises n'ayant pas recours à un audit sociétal sont plus nombreuses (81 entreprises en 2022 et 80 entreprises en 2023) que les entreprises ayant recours à ce type d'audit (39 entreprises en 2022 et 40 entreprises en 2023). Ceci est dû au fait que l'audit sociétal est une pratique encore récente en France, en phase d'émergence. En 2023, une entreprise supplémentaire décide de mettre en place un audit sociétal. Le pourcentage d'entreprise « auditrice » passe ainsi de 32,5% en 2022 à 33,3% en 2023.

2.2.2 Test non paramétrique de Mann-Whitney

Dans le cadre de régressions logistiques, la normalité des données n'étant pas requise, des

tests non paramétriques peuvent être employés. Ainsi, pour les variables numériques ou ordinales, le test non paramétrique de comparaison de rangs de *Mann-Whitney* a été utilisé. Ce test non paramétrique teste l'hypothèse selon laquelle les deux groupes (G1= entreprises « non auditrices » et G2= entreprises « auditrices ») sont uniformément distribués.

Le tableau 3 présente les résultats du test non paramétrique de *Mann-Whitney* pour les deux années de notre échantillon et pour les données poolées (2022-2023), ainsi que les statistiques descriptives des variables explicatives selon les deux groupes d'entreprises (AUDIT = 0 = G1 et AUDIT = 1 = G2).

Tableau 4 : Test non paramétrique de Mann-Whitney

2022	Moyenne		Ecart-type		Mann-Whitney	
	G 1	G 2	G 1	G 2	Z	Significativité
ROA	7,621	5,763	9,101	5,332	-1,392	0,164 NS
ENDET	28,675	26,412	26,029	12,983	-0,008	0,993 NS
TAILCA	11,000	13,641	3,805	3,794	-3,359	0,001 ***
ACTIFS	3,586	4,539	0,653	0,764	-6,004	0,000 ***
MEDIA	4,675	19,845	13,187	40,301	-5,491	0,000 ***
JF	0,123	-0,004	0,298	0,099	-5,110	0,000 ***
2023	Moyenne		Ecart-type		Mann-Whitney	
	G 1	G 2	G 1	G 2	Z	Significativité
ROA	4,371	4,062	9,179	5,061	-1,280	0,200 NS
ENDET	30,687	28,402	29,359	13,451	-2,212	0,832 NS
TAILCA	11,175	13,775	3,683	4,016	-3,171	0,002 ***
ACTIFS	3,582	4,610	0,625	0,759	-6,513	0,000 ***
MEDIA	4,712	19,575	14,193	24,070	-5,448	0,000 ***
JF	0,212	0,059	0,378	0,289	-4,895	0,000 ***
2022-2023	Moyenne		Ecart-type		Mann-Whitney	
	G 1	G 2	G 1	G 2	Z	Significativité
ROA	6,010	4,901	9,255	5,234	-1,904	0,057 *
ENDET	29,675	27,420	27,419	13,175	-0,187	0,852 NS
TAILCA	11,09	13,71	3,734	3,883	-4,628	0,000 ***
ACTIFS	3,584	4,575	0,637	0,756	-8,889	0,000 ***
MEDIA	4,665	19,709	13,618	32,881	-7,790	0,000 ***
JF	0,166	0,028	0,339	0,220	-7,085	0,000 ***

Légende :

- **Z** : test de Mann-Whitney pour deux échantillons indépendants (H0 : les rangs des données de deux groupes sont uniformément distribués). Rejet de H0 : *** significatif au seuil de 1%, ** significatif au seuil de 5%, * significatif au seuil de 10%, ns: non significatif
- **Groupes** : G1 : Groupe 1 : entreprises « non auditrices » / G2 : Groupe 2 : entreprises « auditrices ».

Seuil de significativité : *** (p<0,01), ** (p<0,05) et * (p<0,1).

Au vu des résultats du test non paramétrique, on constate que pour la performance financière

il n'y pas de différence significative entre les entreprises « auditrices » et les autres. Il en est de même pour le niveau d'endettement des entreprises. Ainsi, pour les variables économiques, le test de Mann-Whitney ne fait pas apparaître de différences significatives entre les entreprises « auditrices » et « non auditrices ».

Concernant la taille du conseil d'administration, des différences significatives existent également entre les deux groupes d'entreprises (2022-2023 :

$z = -4,628$; sig.= 0,000). On constate que les entreprises « auditrices » ont, en moyenne, un conseil d'administration significativement plus grand (14 membres) que les autres entreprises (11 membres).

Pour la taille de l'entreprise, mesurée par le logarithme de l'actif, des différences significatives au seuil de 1% existent entre les deux groupes d'entreprises (2022-2023 : $z = 8,889$; sig.= 0,000). On constate donc que les entreprises qui mettent en place un audit sociétal sont, en moyenne, de plus grande taille que celles qui n'ont pas réalisé cet audit sociétal (le log de l'actif

est de 4,575 pour les entreprises « auditrices » et de 3,585 pour les « non auditrices »).

Pour l'ensemble des tests d'égalité des paramètres effectués sur les variables liées à la pression médiatique, les résultats viennent confirmer l'existence de différences significatives au seuil de 1% entre les deux groupes d'entreprises. Concernant la variable MEDIA qui mesure le niveau d'exposition des entreprises aux médias, il apparaît des différences significatives entre les deux groupes d'entreprises (2022-2023 : $z = -7,790$; sig.= 0,000). Ainsi, pour le niveau d'exposition aux médias, mesuré par le nombre d'articles parus dans la presse, les entreprises « auditrices » ont en moyenne plus d'articles de presse à leur sujet (20 articles en moyenne pour 2022 et 2023) que les entreprises « non auditrices » (5 articles en moyenne pour 2022-2023). Les résultats mettent également en évidence

l'existence de différences significatives de la variable légitimité médiatique, mesurée par le coefficient JF, pour les entreprises « auditrices » et « non auditrices » (2022-2023 : $z = -7,085$; sig.= 0,000). Ainsi, s'agissant de la légitimité médiatique, le calcul des moyennes montre que le coefficient JF est plus important pour les entreprises qui n'auditent pas les informations sociétales (coefficient égal à 0,212 pour 2023) que pour les autres (coefficient égal à 0,059 pour 2023).

2.2.3 Test du Khi-deux d'indépendance

Les variables dichotomiques sont testées à l'aide de la statistique du Khi-deux d'indépendance. Le test du Khi-deux d'indépendance teste l'hypothèse selon laquelle les deux variables sont indépendantes. Le tableau suivant résume les résultats obtenus pour les années 2022, 2023 puis 2022-2023.

Tableau 5 : Test du Khi-deux d'indépendance

<u>2022</u>		Pourcentage %		Test d'indépendance	
		G 1	G 2	Khi-deux	Significativité
DIF	0	70,4	50,0	4,651	0,031**
	1	29,6	50,0		
CUMUL	0	49,4	56,4	0,521	0,471 NS
	1	50,6	43,6		
SECTEUR	0	34,6	23,1	1,630	0,202 NS
	1	65,4	76,9		
COT	0	42,0	10,3	12,240	0,000 ***
	1	58,0	89,7		
<u>2023</u>		Pourcentage %		Test d'indépendance	
		G 1	G 2	Khi-deux	Significativité
DIF	0	71,3	51,3	4,578	0,032 **
	1	28,8	48,7		
CUMUL	0	53,8	55,0	0,017	0,897 NS
	1	46,3	45,0		
SECTEUR	0	35,0	22,5	1,954	0,162 NS
	1	65,0	77,5		
COT	0	42,5	10,0	13,017	0,000 ***
	1	57,5	90,0		
<u>2027-2023</u>		Pourcentage %		Test d'indépendance	
		G 1	G 2	Khi-deux	Significativité
DIF	0	70,8	50,6	9,219	0,002 ***
	1	29,2	49,4		
	0	41,6	55,7		

CUMUL	1	48,4	44,3	0,365	0,546 NS
SECTEUR	0	34,6	23,1	3,577	0,059 *
	1	65,4	76,9		
COT	0	42,2	10,1	25,251	0,000 ***
	1	57,8	89,9		

Légende :

- **Khi-deux** : test d'indépendance entre deux variables qualitatives (H0: les deux variables sont indépendantes) ; Rejet de H0 : *** significatif au seuil de 1%, **significatif au seuil de 5%, * significatif au seuil de 10%, ns: non significatif
- **Groupes** : G1 : Groupe 1 : entreprises « non auditrices »
G2 : Groupe 2 : entreprises « auditrices »
- **Variables explicatives** : DIF : diffusion du capital ; CUMUL : cumul des fonctions de directeur général et de président du conseil d'administration ; SECTEUR : appartenance à un secteur sensible ; COT : cotation multiple ; AUD : appartenance de l'auditeur financier à un Big 4.

Au vu des résultats du test du Khi-deux d'indépendance, on constate que pour la présence d'un actionnariat diffus au sein des entreprises de l'échantillon, il existe des différences significatives entre les entreprises « auditrices » et « non auditrices » (2022-2023: Khideux = 9,219 ; sig.= 0,002). Pour les deux années de l'étude, 50% des entreprises « auditrices » ont un capital diffus contre 30% des entreprises « non auditrices ». Cependant, concernant le cumul des fonctions de DG et de président du CA, l'existence de différences significatives entre les entreprises « auditrices » et « non auditrices » n'a pas pu être mise en exergue.

Pour l'appartenance des entreprises à des secteurs considérés comme sensibles, le test du Khideux met en exergue des différences significatives au seuil de 10% pour les données poolées entre les deux groupes d'entreprises (2022-2023 : Khi-deux = 3,557 ; sig.= 0,059). Ainsi, plus de 77% des entreprises « auditrices » font partie d'un secteur sensible contre 65% des entreprises « non auditrices ». Ces différences n'ont pas pu être mises en exergue pour les données annuelles.

S'agissant de la multicotation des entreprises, le test du Khi-deux met en évidence des différences significatives au seuil de 1% entre les entreprises qui réalisent un audit sociétal et celles qui ne réalisent pas d'audit sociétal. Ces différences sont significatives pour chaque année de l'étude ainsi que pour les données poolées (2022-2023 : Khi-deux = 25,251 ; sig.= 0,000). Ainsi, 90% des entreprises auditant leurs informations sociétales

sont multicotées contre moins de 58% pour les entreprises n'auditant pas leurs informations sociétales.

Les résultats de la régression logistique

La régression logistique automatisée, aussi appelée régression logistique *stepwise*, est utilisée lorsque le champ de recherche est peu exploré et que la connaissance des variables prédictives possibles est limitée (Desjardin, 2007). Cette technique permet de conserver les meilleurs prédicteurs de l'ensemble des variables incluses dans le modèle. Avec SPSS, il s'agit de sélectionner la méthode descendante (*Forward*) ou ascendante (*Backward*) pas à pas (Desjardin, 2007). La méthode utilisée dans la présente recherche est le *Backward*, elle procède par éliminations successives des variables à partir du test de *Wald*. Ainsi, dans la régression finale, toutes les variables sont significatives au sens du test de *Wald*. Par rapport à la régression *Forward* qui consiste à démarrer avec un modèle ne comportant que la constante, puis à ajouter, au fur et à mesure, la variable la plus performante, la stratégie de la régression *Backward* permet de mieux prendre en compte la combinaison de variables. Il arrive qu'une variable explicative ne soit vraiment décisive qu'en présence d'une autre. Comme la régression *Backward* part de la totalité des variables, elle ne peut pas laisser passer ce type de situation. Ainsi, cette stratégie est plus performante car elle permet de tenir compte des relations entre les variables (Menard, 2002).

Les tableaux suivants exposent les résultats de la

dernière étape des régressions logistiques effectuées avec une analyse *Backward*. Le tableau 6 présente les résultats obtenus avec les données

de l'année 2022. Le tableau 7 présente ceux de l'année 2023. Le tableau 8 décrit ceux obtenus avec les données « poolées ».

Tableau 6 : Régression logistique *Backward* 2022

-2 likelihood	Log	Cox & Snell R Square	R	Nagelkerke Square	R
116,805		,247		,344	

Variable	β	E.S	Wald	Signif.	Exp(β)
COT	1,154	,613	3,539	,060 *	3,170
MEDIA	,041	,017	5,763	,016 **	1,042
ACTIFS	,000	,000	3,368	,066 *	1,000
Constant	-2,240	,532	17,720	,000 ***	,106

Légende :

- Variable à expliquer : AUDIT : 1 si recours à un audit sociétal, 0 sinon
- Variables explicatives : ACTIFS : taille de l'entreprise mesurée par le logarithme de l'actif ; COT : cotation multiple ; MEDIA : nombre d'articles de presse.

Seuil de significativité : *** (p<0,01), ** (p<0,05) et * (p<0,1).

Tableau 7 : Régression logistique *Backward* 2023

-2 likelihood	Log	Cox & Snell R Square	R	Nagelkerke Square	R
115,888		,243		,341	

Variable	β	E.S	Wald	Signif.	Exp(β)
DIF	,856	,462	3,438	,064 *	2,354
COT	1,562	,619	6,366	,012 **	4,771
MEDIA	,030	,018	2,719	,099 *	1,030
JF	-4,816	2,363	4,155	,042 **	,008
Constant	-2,390	,569	17,667	,000 ***	,092

Légende :

- Variable à expliquer : AUDIT : 1 si recours à un audit sociétal, 0 sinon
- Variables explicatives : DIF : diffusion du capital ; COT : cotation multiple ; MEDIA : nombre d'articles de presse ; JF : légitimité médiatique.

Tableau 8 : Régression logistique *Backward* avec les données « poolées »

-2 likelihood	Log	Cox & Snell R Square	R	Nagelkerke Square	R
225,829		,267		,372	

Variable	β	E.S	Wald	Signif.	Exp(β)
----------	---------	-----	------	---------	----------------

DIF	,714	,335	4,536	,033 **	2,042
COT	1,111	,442	6,314	,012 **	3,039
MEDIA	,034	,012	7,517	,006 ***	1,034
JF	-1,610	,763	4,453	,035 **	,200
ACTIFS	,000	,000	5,729	,017 **	1,000
Constant	-2,274	,397	32,849	,000 ***	,103
Légende :					
• <u>Variable à expliquer</u> : AUDIT : 1 si recours à un audit sociétal, 0 sinon					
1					
• <u>Variables explicatives</u> : DIF : diffusion du capital ; ACTIFS : taille de l'entreprise mesurée par le logarithme de l'actif ; COT : cotation multiple ; MEDIA : nombre d'articles de presse ; JF : légitimité médiatique mesurée par le coefficient JF.					

Seuil de significativité : *** (p<0,01), ** (p<0,05) et * (p<0,1).

La variable DIF est significative pour l'année 2023 et pour les données « poolées ». Le sens supposé de son influence (Hypothèse 3) est vérifié (2023 : $\beta = 0,856$; sig. = 0,064 et 2022-2023 : $\beta = 0,714$; sig. = 0,033). En 2023, la valeur d'Exp(β) est supérieure à 1 (Exp(β) = 2,354) et β est positif, cela signifie que les entreprises avec un capital diffus ont plus de chance de mettre en place un audit sociétal que les autres. Il existe donc une relation positive entre la dispersion du capital de l'entreprise et la mise en place d'un audit sociétal.

L'hypothèse 6 suppose que les entreprises qui ont recours à un audit sociétal sont influencées par le fait qu'elles soient cotées sur différents marchés boursiers. La cotation apparaît significative et positive (2022-2023: $\beta = 1,111$; sig. = 0,012). Cela suppose que les entreprises qui sont multicotées sont incitées à mettre en place un audit sociétal, mais à contrario.

Concernant l'hypothèse 7 relative à l'influence du niveau d'exposition aux médias des entreprises sur le recours à un audit sociétal, il apparaît que la variable MEDIA est significative pour 2022 ($\beta = 0,041$; sig. = 0,016), 2023 ($\beta = 0,030$; sig. = 0,099) et les données poolées ($\beta = ,034$; sig. = 0,006). Le β est positif pour les trois régressions, cela signifie que les entreprises avec un niveau d'exposition médiatique élevé sont plus susceptibles de mettre en place un audit sociétal que les autres.

Les résultats obtenus pour la variable liée à la légitimité médiatique de l'entreprise, mesurée par le coefficient JF, confirme l'hypothèse 8. La

variable JF est dans l'ensemble significative à l'exception de la régression effectuée pour l'année 2022. Comme cela était prévu, le signe de la relation est négatif (2022-2023 : $\beta = -1,610$; sig. = 0,008). Les entreprises qui ont une légitimité médiatique importante ne mettront pas en place d'un audit sociétal, et à l'inverse, les entreprises qui n'ont pas une forte légitimité médiatique seront incitées à mettre en place ce type de pratiques.

Enfin, la taille de l'entreprise mesurée par le logarithme de l'actif influence significativement et positivement la variable VERIF pour l'ensemble des modèles de régression. Nous concluons que les entreprises qui ont recours à un audit des informations sociétales sont celles qui sont de plus grande taille. Ce résultat est cohérent avec les résultats précédents relatifs à l'exposition médiatique. Les entreprises ont recours à un audit sociétal afin de gérer leur image aux yeux du public. Plus les entreprises sont de grande taille, plus elles sont visibles et devront gérer leur réputation.

En résumé, les résultats des tests multivariés suggèrent que les variables économiques n'ont pas d'influence significative sur le recours à un audit sociétal. Pour les variables de gouvernance, seuls l'impact de la diffusion du capital sur le recours à la mise en place d'un audit sociétal a pu être démontré. Les variables contractuelles ne permettent donc pas d'expliquer le recours à un audit sociétal. Enfin, concernant les variables institutionnelles relatives à la cotation des

entreprises et à la pression médiatique, l'ensemble des hypothèses ont été validées. Le recours à un audit sociétal peut donc être expliqué par des variables institutionnelles. Ainsi, il apparaît que le recours à un audit sociétal s'inscrit pleinement dans un objectif d'obtention de légitimité.

Conclusion

Fondée sur un double cadre théorique contractuel et néo-institutionnel, la présente recherche étudie les facteurs explicatifs de l'audit volontaire des informations sociétales. D'une part, l'audit des informations sociétales est étudiée sous l'angle des théories contractuelles qui considèrent l'entreprise comme un nœud de contrats dans laquelle des conflits existent entre les acteurs (Jensen et Meckling, 1976), et d'autre part, sous l'angle des théories néo-institutionnelles où les organisations agissent en réponse à des pressions institutionnelles dans un objectif d'obtention de légitimité (DiMaggio et Powell 1983). L'étude empirique porte sur un échantillon d'entreprises du SBF 120 sur la période 2022-2023. Des régressions logistiques multivariées ont été réalisées pour chaque année d'observation puis pour les données longitudinales poolées.

Cette étude révèle tout d'abord que les facteurs contractuels n'ont, dans la majorité des cas, pas d'influence dans le choix des entreprises de recourir à un audit sociétal. A contrario, le caractère significatif des variables institutionnelles sur le recours à un audit sociétal a été mis en évidence. La cotation des entreprises ainsi que les variables liées à la pression médiatique expliquent la mise en place d'un audit des informations sociétales. Enfin, la taille de l'entreprise influence positivement la mise en place d'un audit sociétal. Ainsi, ces résultats montrent que les entreprises mettant en place un audit sociétal sont mues par une recherche de légitimité.

Malgré les limites liées au phénomène de réduction instrumentale résultant de l'utilisation de proxy indispensables au test des hypothèses, tels que le coefficient de Janis-Fadner, cette recherche contribue à enrichir la littérature existante et peu abondante sur l'audit sociétal. A l'issue de ce travail plusieurs perspectives de recherche sont envisageables. Comme le suggèrent Kolk et Perego (2010), notre étude pourrait être étendue à des entreprises de plus petite taille et des entreprises non cotées. Il serait également intéressant de s'interroger sur les

déterminants des niveaux d'audit sociétal et de confronter ces résultats avec les résultats obtenus dans la présente étude. Ainsi, dans le prolongement de ce travail, une analyse portant sur le choix du niveau d'audit sociétal pourrait être menée.

References Bibliographiques

1. Abdel-Khalik A.R. (1993). Why do private companies demand an audit? A case for organizational loss of control. *Journal of Accounting, Auditing and Finance* 8 (1): 31-52
2. Adams C.A., Hill W.Y. et Roberts C.B. (1998). Corporate social reporting practices in Western Europe: legitimating corporate behaviour? *British Accounting Review* 30 (1): 1-21.
3. Aerts W. et Cormier D. (2009). Media legitimacy and corporate environmental communication. *Accounting, Organizations and Society* 34 (1): 1-27.
4. Allouche J. et Amann B. (2000). L'entreprise Familiale : un état de l'art. *Finance Contrôle Stratégie* 3 : 33-79.
5. Allouche J., Huault I. et Schmidt G. (2004). *La Responsabilité Sociale de l'Entreprise : la mesure détournée*. 15^{ème} Congrès de l'Association Francophone de Gestion des Ressources Humaines, Montréal.
6. Antheaume N. (2001). *La diffusion volontaire d'informations environnementales : le cas de la*
7. *Cogema*. 22^{ème} Congrès de l'Association Francophone de Comptabilité, Metz.
8. Aw Y.T., Moroney R., et Windsor C. (2009). *The impact of assurance on the quality of voluntary environmental disclosures: an empirical analysis*. Annual conference of Accounting and Finance Association of Australia and New Zealand, Adelaide, Australia.
9. Ben Rhouma A. (2008). Etude des déterminants de la divulgation environnementale et sociale des entreprises françaises. Doctorat en sciences de gestion, Nice: Université de Nice – Sophia Antipolis.
10. Bewley K. et Li Y. (2000). Disclosure of environmental information by Canadian manufacturing companies: a voluntary disclosure perspective. *Advances in Environmental Management and Accounting*, 1: 201-226.

11. Blackwell D.W., Noland, T.R. et Winters D.B. (1998). The value of auditor assurance: Evidence from loan pricing. *Journal of Accounting Research* 36 (1): 57-70.
12. Brown N. et Deegan C. (1998). The public disclosure of environmental performance information - a dual test of media agenda setting theory and legitimacy theory. *Accounting and Business Research* 29 (1): 21-41.
13. Capron M. et Quairel F. (2007). *La responsabilité sociale d'entreprise*. Paris : Edition La Découverte.
14. Carey P., Simnett R. et Tanewski G. (2000). Voluntary demand for internal and external auditing by family businesses. *Auditing: A Journal of Theory and Practice* 19: 37-51.
15. Chau G.K. et Gray S.J. (2002). Ownership structure and corporate voluntary disclosure in Hong Kong and Singapore. *The International Journal of Accounting* 37: 247-265.
16. Chow C.W. (1982). The demand for external auditing: Size, debt and ownership influences. *The Accounting Review* 57 (2): 272-291.
17. Cormier D. et Magnan M. (2003). Environmental Reporting Management: A continental European Perspective. *Journal of Accounting and Public Policy* 22 (1): 43-62.
18. Cormier D., Magnan M. et Van Velthoven B. (2005). Environmental Disclosure Quality in Large German Companies: Economic Incentives, Public Pressures or Institutional Conditions? *European Accounting Review* 14 (1): 3-39.
19. Cowen S., Ferreri L. et Parker L. (1987). The impact of corporate characteristics on social responsibility disclosure: a typology and frequency-based analysis. *Accounting Organizations and Society* 12 (2): 111-122.
20. Damak-Ayadi S. (2004). La publication des rapports sociétaux par les entreprises françaises. Doctorat en Sciences de gestion, Paris : Université de Paris 9 Dauphine.
21. Decock-Good C. (2001). *Les déterminants de l'implication mécénique des entreprises: un test de la théorie des parties prenantes*. 22^{ème} Congrès de l'Association Française de Comptabilité, Metz.
22. De Bonville J. (2000). *L'Analyse de contenu des médias. De la problématique au traitement statistique*. Bruxelles: De Boeck Université.
23. Deloitte. (2007). *Vérification des indicateurs de développement durable : Une analyse des pratiques des entreprises du SBF 120 en 2006*. Etude de Deloitte d'octobre 2007.
24. De Bourmont M. (2009). *Les études portant sur les déterminants d'une publication volontaire d'informations au sein des rapports annuels : une approche analytique et méthodologique appliquée à la recherche et développement*. Thèse de doctorat en sciences de gestion, Paris : Ecole des Hautes Etudes Commerciales.
25. DiMaggio P.J. et Powell W. (1983). The Iron Cage Revisited: Institutional Isomorphism and Collective Rationality in Organizational Fields. *American Sociological Review* 48 (2): 147-160.
26. DiMaggio P.J. et Powell W. (1991). *The New Institutionalism in Organizational Analysis*. The University of Chicago Press, Chicago.
27. Evrard Y., Pras B. et Roux E. (2003). *Market. Etudes et recherches en Marketing*. 3^{ème} édition, Paris : Dunod.
28. Fama E. et Jensen M. (1983). Separation of ownership and control. *Journal of law and economics* 27 (2): 301-326.
29. FEE. (2006). Key issues in sustainability assurance: An overview. Fédération des Experts Comptables Européens: Brussels.
30. Forker J. (1992). Corporate Governance and Disclosure Quality. *Accounting and Business Research* 22 (86): 111-124.
31. Gillet C. (2010). Les comptes rendus d'assurance contenus dans les rapports de développement durable : Une analyse des pratiques des entreprises françaises. *Management et Avenir* 6 (36) : 3553.
32. Gillet C. (2010). L'étude des déterminants de la vérification des informations sociétales dans le contexte français. Doctorat en sciences de gestion, Toulouse : Université Toulouse 1 Capitole.
33. Gillet C. et Martinez I. (2010). *La vérification des informations sociétales : l'influence de la structure de propriété et du CA*. 31^{ème} Congrès Annuel de l'Association Francophone de Comptabilité, Nice.
34. Giordano-Spring S. (2008). *Accounting ceremony in corporate social reports*. 29^{ème} Congrès de l'Association Française de Comptabilité, Cergy.
35. Godard L. (2002). La taille du conseil d'administration: déterminants et impact sur la

- performance », *revue Sciences de gestion*. 33: 125-148.
37. Godard L. et Schatt A. (2005a). Caractéristiques et fonctionnement des conseils d'administration français : un état des lieux. *La Revue Française de Gestion* 31 (15 8): 69-87.
 38. Godard L. et Schatt A. (2005b). Les déterminants de la qualité des conseils d'administration français. *Gestion* 2000,22(4) : 81-101.
 39. Gond J.P. et Mullenbach A. (2004). Les fondements théoriques de la responsabilité sociétale de l'entreprise. *Revue des Sciences de Gestion* 205: 93-116.
 40. Gray R., Kouhy R. et Lavers S. (1995). Corporate social and environmental reporting: A review of the literature and a longitudinal study of UK disclosure. *Accounting, Auditing and Accountability Journal* 8 (2): 47-77.
 41. Guthrie J. E. et Parker L. D. (1990). Corporate social disclosure practice: a comparative international analysis. *Advances in Public Interest Accounting* 3: 159-76.
 42. Herda D. et Taylor M. (2009). *A worldwide comparison of assurance on corporate social responsibility reports: Are audit firms willing to sustain this line of service?* American Accounting Association Southwest Region, Dallas Texas.
 43. Ho S. et Wong K. (2001). A study of the relationship between corporate governance and structures and the extent of voluntary disclosure. *Journal of International Accounting Auditing and Taxation* 10: 139-156.
 44. IAASB. (2004). International Standard on Assurance Engagements 3000. New York: International Federation of Accountants.
 45. Igalens J. (2004). Comment évaluer les rapports de développement durable. *Revue Française de gestion* 30 (152) Dossier le Développement Durable.
 46. Jensen M.C (1993). The Modern Industrial Revolution, Exit, and the Failure of Internal Control Systems. *Journal of Finance* 48 (3): 831-880.
 47. Jensen M.C. et Meckling W. (1976). Theory of the firm: Managerial behaviour, agency costs, and capital structure. *Journal of Financial Economics*. 3: 305-360.
 48. Klarsfeld A. et Delpuech C. (2008). La RSE au-delà de l'opposition entre volontarisme et contrainte : l'apport de la théorie de la régulation sociale et de la théorie néo-institutionnelle. *Revue de l'Organisation Responsable* 1 (3): 53-64.
 49. Klein A. (2002). Audit Committee, Board of Directors and Earnings Management. *Journal of Accounting and Economics* 33 (3): 375-400.
 50. Kolk A. et Perego P. (2010). Determinants of adoption of sustainability assurance statements: an international investigation. *Business Strategy and the Environmental* 19 (3): 182-198.
 51. KPMG. (2005). *International Survey of Corporate Sustainability Reporting*. KPMG Global Sustainability Services, De Meern, The Netherlands.
 52. Labelle R. et Schatt A. (2005). Structure de propriété et communication financière des entreprises françaises. *Finance, Contrôle et Stratégie* 8 (3): 77-104.
 53. Lakhil F. (2005). Voluntary earnings disclosures and corporate governance: Evidence from France. *The Review of Accounting and Finance* 4 (4): 64-85.
 54. Landis J. R. et Koch G.G. (1977). The measurement of observer agreement for categorical data. *Biometrics* 33: 159-174.
 55. Li Y., Richardson G.D. et Thornton D.B. (1997). Corporate disclosure of environmental liability information: theory and evidence. *Contemporary Accounting Research* 14 (3): 435-474.
 56. Maati J. (1999). *Le gouvernement d'entreprise*. Paris-Bruxelles : Edition De Boeck Université.
 57. Martinez I. (2008). La communication financière des entreprises cotées : pouvoir des dirigeants ou des actionnaires ?. In *Mélanges offerts à Pierre Spiteri*, Presses de l'Université des Sciences Sociales de Toulouse.
 58. McGuire, J. B., Schneeweiss T. et Branch B. (1990). Perceptions of firm quality: A cause or result of Social-Financial Performance Link 317 firm performance. *Journal of Management* 16 (1): 167180.
 59. Meek G.K., Roberts C.B. et Gray S.J. (1995). Factors influencing voluntary annual report disclosures by U.S., U.K. and continental European multinational corporations. *Journal of International Business Studies*. 26 (3): 555-572.

60. Menard S. (2002). *Applied logistic regression analysis*. 2^{ème} édition, Newbury Park, CA: Sage.
61. Meyer J. W. et Rowan B. (1977). Institutionalized organizations: formal structure as myth and ceremony. *American Journal of Sociology* 83 (2): 340-363.
62. Mutz D.C. et Soss J. (1997). Reading Public Opinion: The Influence of news coverage on perceptions of public sentiment. *Public Opinion Quarterly* 61 (3): 431-451.
63. Oxibar B. (2003). *La diffusion d'information sociétale dans les rapports annuels et les sites Internet des entreprises françaises*. Thèse de doctorat en sciences de gestion, Paris: Université Paris Dauphine.
64. Raffournier B. (1995). The determinants of voluntary financial disclosure by Swiss listed companies. *European Accounting Review* 4 (2): 261-280.
65. Rivière-Giordano G. (2007). *La qualité des informations sociétales: Une expérimentation relative à l'audit environnemental*. Thèse de doctorat en sciences de gestion, Montpellier : Université Montpellier 1.
66. Roberts R.W. (1992). Determinants of Corporate Social Responsibility Disclosure: An Application of Stakeholder Theory. *Accounting, Organizations and Society* 17 (6): 595-612.
67. Simnett R., Vanstraelen A. et Fong Chua W. (2009). Assurance on Sustainability reports: An International Comparison. *The Accounting Review* 84 (3): 937-967.
68. Suchman M.C. (1995). Managing legitimacy: strategic and institutional approaches. *Academy of Management Review* 20 (3): 571-610.
69. Ullmann A. (1985). Data in Search of Theory: A Critical Examination of the relationships among Social Performance, Social Disclosure and Economic Performance of U.S. Firms. *The Academy of Management Review* 10 (3): 540-577.
70. Zadek S. et Raynard P. (2004). *The future of sustainability assurance*. ACCA and AccountAbility: London.