

L'effet de l'annonce médiatique d'irrégularités financières sur les risques financiers des entreprises

Thi Ngoc Tuyen Tran

(13 121 374)

Mémoire présenté à

P^{rs} Frank Coggins et
Yves Trudel

En vue de l'obtention du grade de

Maître ès science (M.Sc.)

Administration, concentration en finance

Université de Sherbrooke

Janvier 2017

Remerciements

La rédaction d'un mémoire de fin de maîtrise est un travail qui demande beaucoup d'efforts et de patience : je n'aurais pu rendre à terme le mien sans l'aide de mon entourage.

Tout d'abord, je veux remercier très sincèrement mes deux directeurs de recherche, les professeurs Frank Coggins et Yves Trudel. J'apprécie leur disponibilité, leur patience, leur rigueur, leur confiance et leurs précieux conseils pour mon mémoire ainsi que pour ma carrière professionnelle et mon niveau de langue française. Non seulement ils m'ont inspiré la passion de la finance et soutenue dans toutes les démarches de mon mémoire, mais ils m'ont aussi offert l'opportunité de travailler comme assistante de recherche, de réaliser de courts séjours dans des institutions financières et de bénéficier de soutiens financiers sous forme de bourses. Ces opportunités m'ont permis d'accumuler de belles expériences professionnelles, tout en ayant les moyens financiers pour mes études au Québec, ce qui n'est pas toujours évident pour l'étudiant international. Je n'aurais jamais pensé être aussi bienvenue à l'étranger jusqu'à ce que je travaille avec eux.

De plus, je souhaite aussi exprimer ma reconnaissance pour le soutien financier de la Chaire de recherche en intégrité financière CIBC, et tout particulièrement son titulaire, le Professeur Michel Dion, pour l'opportunité de travailler à titre d'assistante de recherche sur la création de la banque de données d'événements médiatiques de fraudes financières en entreprise. Je ne saurais oublier l'accueil et le support de la Caisse de Dépôt et de Placement du Québec – et de M. Stephen Kibsey en particulier – dans ma recherche à l'été 2015 ; ainsi que l'aide financière importante d'Hydro-Québec qui m'a permis de me consacrer pleinement à mes études de maîtrise.

Je tiens aussi à remercier mes parents au Vietnam, ma tante et mon oncle à Ottawa, mes amis ainsi que Cédric Levasseur-Laberge pour tout le soutien émotionnel et l'encouragement qu'ils m'ont témoignés, sans quoi je n'aurais pu persévérer jusqu'à la fin de mon mémoire.

Finalement, je suis reconnaissante envers les membres du jury de consacrer du temps à lire et à évaluer mon mémoire.

Merci et bonne lecture.

Table des matières

Remerciements	1
Liste des tableaux.....	4
1. Introduction.....	6
2. Revue de littérature	10
2.1. Effet d'irrégularités financières sur le prix et le risque des firmes et du secteur	10
2.1.1. Motivation de la fraude	10
2.1.2. Effet sur le rendement et la richesse de l'actionnaire	11
2.1.3. Effet sur le risque de l'entreprise.....	13
2.1.4. La corrélation entre les types de fraude.....	18
2.1.5. Effet sur la réputation	19
2.1.6. Effet sur le comportement des investisseurs.....	22
2.1.7. Effet sur les autres entreprises (cas spécial des entreprises d'audit).....	27
2.2. Effet médiatique sur le marché boursier.....	33
2.2.1. Effet médiatique empiriquement significatif sur le marché boursier.....	33
2.2.2. Explications de l'effet médiatique	34
2.2.3. Effet de causalité des médias sur le marché financier.....	43
2.2.4. Tests d'hypothèse pour vérifier les explications de l'effet médiatique.....	46
3. Objectifs.....	58
3.1. Objectif général.....	58
3.2. Objectifs spécifiques	58
4. Hypothèses.....	60
4.1. (H1) : Changement significatif du risque moyen de l'entreprise à la suite de l'annonce médiatique de son irrégularité financière.....	60
4.2. (H2) : Diverses conséquences à l'entreprise sont provoquées par de différents types de fraudes commises par cette entreprise	61
4.3. (H3) : Diverses décisions juridiques de l'irrégularité présumée en entreprise influencent différemment la variation du risque financier moyen de cette entreprise.....	62
4.4. (H4) Plus l'annonce de l'irrégularité de l'entreprise est médiatisée, plus l'impact de cette irrégularité sur le risque financier de l'entreprise est grand.....	63
4.5. (H5) : Les différentes victimes de l'irrégularité de l'entreprise ont divers impacts sur le changement du risque moyen de l'entreprise frauduleuse	64
5. Cadre théorique.....	65
5.1. Modèles classiques de l'évaluation de performance et leurs limites	65
5.2. Modèles conditionnels de l'évaluation de performance.....	66
5.2.1. Les limites des modèles conditionnels avec les variables instrumentales	68
5.3. Processus autorégressifs	70
5.3.1. ARCH.....	70
5.3.2. GARCH.....	72
6. Méthodologie.....	75
6.1. Analyse en série chronologique.....	76
6.1.1. Risque total	76
6.1.2. Risque systématique.....	78
6.1.3. Variables instrumentales.....	80
6.2. Analyse en coupe transversale	81
7. Données	85
7.1. Variables instrumentales et variables de contrôle	85
7.2. Les variables déterminantes dans l'analyse en coupe transversale.....	85
8. Résultats empiriques	88
8.1. Sommaires statistiques des variables	88
8.2. Analyse des choix des variables instrumentales.....	96
8.3. Analyse de la performance anormale selon différents critères en lien avec un événement de fraude en entreprise.....	97
8.4. Analyse générale du changement de risque	101

8.4.1.	<i>Taux significatifs des variables du modèle</i>	102
8.4.2.	<i>Répartition des cas dans le temps</i>	103
8.5.	Analyse du changement de risque selon le traitement médiatique de l'annonce d'irrégularité.....	105
8.5.1.	<i>La durée de l'événement</i>	105
8.5.2.	<i>Nombre de mots</i>	110
8.5.3.	<i>Nombre d'articles</i>	114
8.5.4.	<i>À la Une du Journal</i>	118
8.6.	Analyse du changement de risque à travers les types de fraudes.....	121
8.7.	Analyse du changement de risque à travers les types de victimes.....	128
8.8.	Analyse du changement de risque à travers les suivis juridiques.....	132
8.9.	Analyse en coupe transversale de la variation du risque	137
9.	Conclusion et ouverture	153
	ANNEXE A : Traitement médiatique	156
	ANNEXE B : La nature des irrégularités financières	159
	ANNEXE C : Liste des événements-entreprise ayant des publications sur <i>WSJ</i> de 2000 à 2013	160
	ANNEXE D : Résultats empiriques	169
	Liste des abréviations	176
	Références.....	177

Liste des tableaux

Tableau 1 : Revue de littérature sur les effets d'irrégularités financières sur l'entreprise	29
Tableau 2: Revue de littérature des effets médiatiques	56
Tableau 3 : Définition des variables instrumentales.....	67
Tableau 4 : Les modèles Garch modifiés	73
Tableau 5: Sommaire statistique des variables.....	91
Tableau 6: Sommaire statistique entre les types de fraude et le traitement médiatique	93
Tableau 7: Sommaire statistique de la répartition du type de fraude selon la victime de fraude et le suivi juridique	95
Tableau 8 : La performance anormale pendant les 3 jours suivant la première annonce de fraude de l'entreprise.....	99
Tableau 9: Changement du risque selon la durée de l'événement — Échantillon général.....	108
Tableau 10: Changement du risque selon la durée de l'événement — Échantillon «Fraudeur-25j»	109
Tableau 11: Changement du risque selon le nombre de mots des articles — Échantillon général	112
Tableau 12: Changement du risque selon le nombre de mots des articles — Échantillon «Fraudeur-25j»	113
Tableau 13: Changement du risque selon le nombre d'articles — Échantillon général	116
Tableau 14 : Changement du risque selon le nombre d'articles — Échantillon «Fraudeur-25j»	117
Tableau 15: Changement de risque selon le nombre d'articles à la Une de WSJ — Échantillon général	119
Tableau 16: Changement de risque selon le nombre d'articles à la Une de WSJ — Échantillon «Fraudeur-25j»	120
Tableau 17: Changement du risque selon les types de fraudes — Échantillon général.....	124
Tableau 18: Changement du risque selon les types de fraudes — Échantillon «Fraudeur-25j»	126
Tableau 19: Changement du risque selon les victimes de fraude — Échantillon général	130

Tableau 20: Changement de risque selon les victimes de fraude — Échantillon «Fraudeur-25j»	131
Tableau 21: Changement du risque selon les suivis juridiques — Échantillon général.....	135
Tableau 22: Changement de risque selon les suivis juridiques — Échantillon «Fraudeur-25j»	136
Tableau 23: Analyse en coupe transversale de la variation du risque total — Échantillon général	141
Tableau 24: Cross-Sectional de la variation du risque systématique — Échantillon général .	144
Tableau 25 : Analyse en coupe transversale de la variation du risque total — Échantillon « fraudeur-25j »	147
Tableau 26 : Analyse en coupe transversale de la variation du risque systématique — Échantillon fraudeur-25j.....	150
Tableau 27: Corrélation entre les variables instrumentales.....	169
Tableau 28: Corrélation entre les variables instrumentales centrées réduites	170
Tableau 29: Tableau des VIF	170
Tableau 30: Taux significatifs des variables de GJR-Garch	171
Tableau 31 : Sommaire du changement de risque	173
Tableau 32: Changement du risque par année.....	174

1. Introduction

Les irrégularités financières en entreprise ne sont pas un nouveau phénomène. Cependant, depuis les années 90 avec l'omniprésence des médias (chaînes d'information en continu, médias sociaux, etc.), la diffusion médiatique des annonces de fraudes boursières semble avoir un impact significatif sur le comportement des investisseurs et, plus particulièrement, sur les cours boursiers (Davidson et Worrell (1988, 1992), Cloninger et Waller (2000)). Les annonces médiatiques de scandales financiers tels qu'Enron, Madoff, WorldCom, Arthur Andersen, ou encore Galleon Group, ont affecté de façon significative la performance et les rendements boursiers des entreprises associées aux cas de fraudes. Toutefois, au-delà de son effet sur la performance financière, une autre question fondamentale se pose : est-ce que l'annonce médiatique d'irrégularités ou de fraudes financières influence le risque des entreprises ? Si oui, quels sont les types de risque affectés et quel est l'effet du traitement médiatique ? Ces questions sont nécessairement pertinentes dans le choix de titres et de stratégies des investisseurs. Plus précisément, elles permettent aux investisseurs de déterminer si l'effet négatif de l'annonce médiatique d'une irrégularité peut être éliminé par la diversification et d'estimer objectivement l'impact des pires scénarios.

Même si les pénalités et les conséquences négatives provenant de la détection de fraudes aux entreprises sont très importantes (par exemple, la faillite d'Enron), les fraudes corporatives persistent en raison des gains anticipés par les fraudeurs. Selon Polinsky et Shavell (1979), sans égard aux hypothèses de neutralité ou d'aversion au risque, les individus dont le potentiel de gain personnel excède les coûts externes de fraude vont initier ou participer à une fraude. D'ailleurs, Cloninger (1982) conclut qu'une irrégularité financière, en cas de succès, peut contribuer à augmenter le prix du titre ou encore à réduire le risque de l'actif. Par contre, cette réduction de risque systématique n'est relative qu'à la perception du marché. À l'interne, le gestionnaire est conscient de l'augmentation d'un autre risque, soit le risque de détection et d'arrestation. C'est pourquoi la décision de commettre une fraude peut être perçue comme un compromis entre l'exposition à ces deux types de risque.

Par ailleurs, Cloninger, Skantz et Strickland (1987, 1990) nous donnent des supports empiriques sur la présence significative des rendements anormaux négatifs à la suite de l'annonce de fraudes. Parmi les trois dates associées aux événements (l'accusation, l'appel et

la résolution), un rendement négatif et significatif n'est identifié qu'autour de la date de l'accusation. Dans la même perspective, Gratto, Thatcher et Thatcher (1990) étudient les différentes réactions entre les firmes gagnantes et perdantes et entre les demandeurs et les défendeurs. Par ailleurs, Karpoff et Lott (1993) pensent que, une fois la fraude détectée, l'entreprise frauduleuse subit non seulement des pénalités légales, mais aussi un dommage important à sa réputation. Les impacts négatifs sur la réputation s'étendent même jusqu'aux administrateurs externes du conseil d'administration de l'entreprise frauduleuse (Fich et Shivdasani, 2005).

Depuis les années 90, l'information est diffusée plus rapidement et par une plus grande variété de réseaux grâce aux nombreuses innovations technologiques. Ce phénomène est aussi significatif dans notre contexte de marché boursier. Chang et Suk (1998) considèrent les informations publiées dans le *Wall Street Journal (WSJ)* comme une dissémination d'informations exogènes qui ne proviennent pas du marché lui-même, mais plutôt de composantes extérieures affectant le marché. Plus concrètement, Lui, Smith et Syed (1990) examinent les recommandations du *WSJ* et identifient un impact informationnel significatif lors du jour de la publication de la nouvelle ainsi que deux jours avant cette publication. Case, Quigley et Shiller (2005) suggèrent que les médias amplifient le mouvement de prix et jouent un rôle important dans la propagation de bulles spéculatives via des mécanismes de rétroaction et des cascades.

Outre les informations diffusées, les médias affectent le comportement des investisseurs sur les marchés boursiers par le biais du traitement médiatique de ces mêmes informations (Dougal, Engelberg, Garcia et Parsons (2012)). Cet effet médiatique varie selon les marchés géographiques (Griffin, Hirschey, et Kelly (2011)). Ainsi, ces conclusions montrent que le prix des titres varie davantage à la suite d'une couverture médiatique lorsque le titre est émis sur des marchés développés plutôt que sur des marchés émergents. Tetlock (2007, 2013), Garcia (2013), Tetlock, Saar-Tsechansky et Macskassy (2008) pensent que, plus la fraction des mots négatifs ainsi que le volume de nouvelles médiatiques négatives d'une entreprise sont élevés, plus le rendement prévu de ce titre va baisser. Ce phénomène s'explique par le fait que les mots négatifs dans des nouvelles médiatiques contiennent des informations qualitatives qui ne sont pas encore complètement présentes dans le prix des titres. Baron (2006) rend compte des biais causés par le journaliste, l'éditeur et le propriétaire

du journal comme facteurs influençant la perception des lecteurs. D'une part, le choix de publier une nouvelle dépend du but visé et du gain anticipé par le journal et donc a un impact significatif sur le marché boursier. D'autre part, le traitement médiatique influence la confiance du lecteur sur la nouvelle et changerait donc sa réaction à l'égard du marché boursier. Pour le côté de l'effet sur le sentiment des investisseurs, les nouvelles médiatiques nous permettent de prévoir les transactions des marchés locaux (Tetlock (2007), Engelberg et Parsons (2011)). D'ailleurs, Fang et Peress (2009) montrent qu'il existe une prime d'absence médiatique. Cette prime implique que ne pas être suivi par les médias augmente le rendement exigé aux entreprises.

Plusieurs théories sont proposées pour expliquer le rendement négatif de titres après l'annonce de fraudes corporatives. Cox et Weirich (2002) testent trois théories soutenant ce phénomène, dans la période se situant entre 1990 et 1999 : l'efficacité du marché (Fama, (1965, 1970)), la surréaction de l'investisseur face à une nouvelle (Bondt et Thaler (1985)) et l'incertitude de l'information (Brown, Harlow et Tinic (1988)). En analysant l'évolution du rendement et de la variance du rendement à la suite d'une publication d'irrégularités, certaines preuves empiriques qui supportent ces trois théories sont trouvées.

Inspiré de la revue de littérature, l'objectif de notre étude est d'évaluer l'effet de l'annonce médiatique de fraudes et d'irrégularités financières sur les risques financiers des entreprises. Notre mémoire exploite ainsi la littérature existante sur deux éléments : i) l'effet des irrégularités financières sur la valeur des firmes ; ii) l'impact d'annonces médiatiques sur la valeur des firmes. L'objet de notre mémoire est à la confluence de ces deux éléments puisqu'il porte sur l'impact d'une nouvelle relative à une irrégularité financière sur le risque (par opposition à l'impact direct de l'irrégularité). À l'aide du modèle d'évaluation d'actif conditionnel de Ferson et Schadt (1996) et du modèle *GJR-Garch* conditionnel, nous étudions l'effet de ces nouvelles et du traitement médiatique sur les risques financiers des entreprises. Les mesures de risque à l'étude sont le risque total et le risque systématique des entreprises tandis que les variables explicatives représentent le traitement médiatique, le type de fraude, la victime de fraude et la décision juridique. Le traitement médiatique est composé d'éléments comme le nombre des articles, l'écart de temps entre le premier et le dernier article, le nombre total de mots ainsi que la position de ces articles. Par ailleurs, le choix et la composition des autres variables instrumentales sont expliqués plus clairement dans la section de données.

Tous ces variables nous permettent d'étudier, via des régressions en séries chronologiques, le changement des risques (systématique et total de l'entreprise) entourant l'annonce médiatique de fraude. Nous utilisons une banque de données sur les nouvelles médiatiques qui traitent de fraudes et d'irrégularités financières développée à l'Université de Sherbrooke. Cette banque de données contient 491 événements-entreprise, concernant des fraudes et des irrégularités financières d'une entreprise (première diffusion et suivi) qui commence, au plus tôt, le 1^{er} janvier 2000, et qui se termine, au plus tard, le 31 décembre 2011.

Le mémoire est structuré comme suit. La section 2 est la revue de littérature sur l'effet de fraude, l'effet de nouvelles médiatiques et l'effet d'annonces d'irrégularité financière sur le rendement et le risque de l'entreprise. La section 3 rend compte de l'objectif général ainsi que des objectifs spécifiques de notre mémoire. La section 4 contient les hypothèses à tester pour atteindre nos objectifs d'étude. La section 5 présente le cadre théorique de la méthodologie qui nous permet de déterminer et de construire notre méthodologie dans la section 6. La section 7 décrit la base de données et la construction des variables utilisées dans notre mémoire. Les résultats empiriques et leur interprétation font partie de la section 8. La section 9 présente les limites de notre étude, les avenues futures de recherche ainsi que conclut notre mémoire.

2. Revue de littérature

La revue de littérature de notre mémoire résume les articles qui traitent de l'effet des irrégularités financières sur le prix ainsi que sur le risque des firmes et l'effet médiatique sur le marché boursier.

2.1. Effet d'irrégularités financières sur le prix et le risque des firmes et du secteur

Les sous-sections qui suivent nous permettent de comprendre premièrement la motivation de commettre une irrégularité financière ; ensuite d'analyser les effets de cette irrégularité, une fois d'être détectée, sur le rendement, le risque, la réputation de l'entreprise concernée ainsi qu'examiner les impacts sur le comportement des investisseurs et sur les autres entreprises sur le marché.

Selon Treadway Commission (COSO, 1999)¹, une irrégularité financière est définie comme un acte ou une omission intentionnelle ou imprudente qui résulte en des états financiers matériellement trompeurs.

2.1.1. Motivation de la fraude

Polinsky *et al.* (1979) concluent que, peu importe les hypothèses quant à l'aversion au risque, les individus dont le gain personnel excède les coûts externes pourraient participer à une fraude. Plus spécifiquement, selon eux, le coût de détection des fraudes est si élevé que la probabilité qu'une fraude soit détectée tend vers zéro. Pour sa part, Cloninger (1982) croit qu'une activité illégale ou non éthique, en cas de succès, contribue à augmenter le prix du titre ou encore à réduire le risque des actifs de la firme. Ainsi, les fraudes permettent à l'entreprise de faire lisser les flux monétaires et de réduire sa variabilité ainsi que son risque systématique (bêta) à la perception des investisseurs. C'est pourquoi la croissance de la valeur marchande d'une entreprise peut être induite par une fraude et non seulement par une réelle amélioration de l'efficacité opérationnelle de la firme. En effet, selon l'hypothèse de *complete hedging*, la fraude augmente l'espérance de rendement tout en réduisant le risque systématique, toujours

¹ Notons qu'une suite à ce rapport a été publiée en 2010.

dans la perception des investisseurs. Par contre, le gestionnaire n'oublie pas à considérer les pénalités ainsi que les pertes subis une fois que l'irrégularité est détectée.

2.1.2. Effet sur le rendement et la richesse de l'actionnaire

Outre les gains provenant d'irrégularités financières en cas de succès, plusieurs résultats empiriques permettent de documenter les conséquences négatives sur la performance et la richesse de l'actionnaire une fois que l'irrégularité est détectée.

2.1.2.1. Selon les types de fraude

Strachan, Smith et Beedles (1983) examinent l'effet sur le rendement du titre de 84 firmes accusées d'activités illégales dans les années 1970. Les accusations criminelles portées contre elles sont divisées en deux groupes : les contributions politiques illégales et la fixation de prix. Les rendements négatifs sont significatifs seulement dans les cas de fixation de prix.

2.1.2.2. Selon les dates d'événement

Les études événementielles sont souvent utilisées pour analyser la relation entre la performance financière et les annonces d'irrégularité financière. En utilisant la date des annonces d'irrégularité provenant du *WSJ* comme date de l'événement ($t=0$), Davidson *et al.* (1988) comparent le rendement normal, qui est prévu par le modèle de marché, et le rendement réalisé, pour la période $t-90$ et $t+90$. Les résultats statistiques permettent de conclure à une réaction négative du marché à la suite de l'annonce d'une irrégularité financière. Ce résultat est compatible avec celui de Skantz *et al.* (1990) et Cloninger *et al.* (1987). Par contre, au lieu d'étudier les cinq types de fraudes comme le font Davidson *et al.* (1988) (corruption, fraude criminelle, évasion fiscale, contribution politique illégale, violation des lois antitrust), Cloninger *et al.* (1990) examinent seulement la fixation de prix. L'effet de l'annonce de fixation de prix de 41 firmes est analysé autour des trois dates suivantes concernant l'événement : l'accusation, l'appel et la résolution. Les auteurs ont identifié un rendement significatif négatif autour de la date de l'accusation. L'impact sur le rendement autour de la date d'appel est incertain et varie d'un cas à l'autre. Cependant, pour la date de résolution, aucun impact significatif sur le rendement n'a été trouvé. Dans la même perspective, Gratto *et al.* (1990) font l'étude de l'impact de l'annonce de l'accusation et de la résolution sur un échantillon de 78 firmes, entre 1969 et 1984. Ces auteurs comparent les

conséquences de l'annonce d'une fraude pour les firmes gagnantes versus celles qui sont perdantes ainsi que pour les demandeurs versus les défenseurs. Empiriquement, à la date de l'accusation, le rendement excédentaire pour les demandeurs, et même pour les défenseurs, est négatif, mais non significatif statistiquement. D'autre part, à la date de résolution, les firmes gagnantes ont un rendement excédentaire positif alors que les firmes perdantes subissent un rendement négatif. Par contre, ces résultats sont aussi non significatifs. D'autre part, Garbade, Silber et White (1982) étudient la réaction du marché face à un procès *antitrust* intenté par le Département de la Justice (DoJ) ou par la *Federal Trade Commission* (FTC). L'auteur examine l'efficacité du marché sur deux points : la vitesse de réaction du marché au procès et les caractéristiques transversales de cette réaction. En effet, avant le lancement d'un procès antitrust, le marché anticipe sur la probabilité que le procès soit gagné par le gouvernement, sur les pertes de profits à la suite de nouveaux changements aux lois et règlements du gouvernement et, enfin, sur les coûts légaux liés à la défense lors du procès. Une fois que le procès est annoncé, les probabilités initiales de litige deviennent certaines. Ce changement dans l'information entraîne souvent un effet négatif sur la valeur de l'entreprise accusée. Cependant, un effet positif est trouvé si le marché était déjà certain de l'occurrence du procès ou si le marché avait prévu des charges plus sévères que celles finalement présentées. En se basant sur toutes ces explications théoriques, l'auteur teste l'hypothèse suivante : si le marché est efficace, le prix du titre de la firme accusée va diminuer significativement immédiatement après l'annonce du procès. Avec l'échantillon de 34 firmes, une diminution significative de 6 % du rendement moyen est identifiée dans la période de quatre jours ouvrables suivant l'annonce du procès. Dans la même perspective, Reichert, Lockett et Rao (1996) construisent leur base de données par des fraudes corporatives annoncées dans le *WSJ* pour la période se situant entre 1980 et 1990. La sélection des données est restreinte par les conditions suivantes : i) la date de l'annonce de la fraude doit être similaire à la date d'accusation formelle ; ii) les fraudes apportent des gains corporatifs, plutôt que des gains personnels ; iii) une firme qui subit plusieurs accusations n'est comptée qu'une fois dans l'échantillon ; iv) les firmes sont éliminées de l'échantillon si le rendement du titre n'est pas disponible dans la liste de rendement quotidien CRSP pour la période étudiée ou encore si la date de l'accusation et la date de la résolution coïncident. Le test de stabilité du bêta ainsi que l'étude événementielle autour la date de l'accusation et de la date de résolution prouvent empiriquement un impact négatif significatif et durable des fraudes corporatives sur la richesse des actionnaires est trouvé. La perte totale, en valeur

marchande des entreprises sur le marché, dans les quatre jours autour de la date d'accusation est de 2,4 milliards de dollars. L'étude établit également que l'impact négatif d'une accusation corporative sur la richesse des actionnaires dure à long terme pour une entreprise accusée alors que ce phénomène ne dure qu'à court terme pour une firme jugée innocente.

2.1.2.3. *Selon les caractères de l'entreprise*

Garbade *et al.* (1982) étudient la variation transversale des groupes d'entreprise en considérant deux facteurs : le montant de la pénalité pour l'entreprise frauduleuse et la position financière de cette firme. Ainsi, plus les ressources financières de l'entreprise sont importantes, plus cette dernière peut résister aux dommages et aux coûts du procès. De plus, en raison d'une capacité limitée à s'endetter, surtout pour financer des intangibles, comme la poursuite d'un procès, la valeur de l'entreprise sera affectée par la détection de la fraude. Cette valeur financière est mesurée par le *return on equity* (ROE). Les résultats empiriques nous montrent que, plus les ressources financières de l'entreprise sont grandes (indiqué par un ROE élevé), plus l'impact négatif d'un procès *antitrust* est faible. En effet, une entreprise ayant un ROE deux fois plus élevé que le ROE moyen de son industrie subit une baisse de prix de titre de 3 % moindre à la suite d'une annonce d'un procès *antitrust*. D'ailleurs, Reichert *et al.* (1996) tirent les mêmes conclusions : une accusation contre de plus grandes firmes a un impact proportionnellement plus petit sur l'excès du rendement.

2.1.3. *Effet sur le risque de l'entreprise*

Plusieurs définitions du risque sont offertes dans la littérature financière, mais notre mémoire se concentre exclusivement sur le risque systématique et sur le risque spécifique.

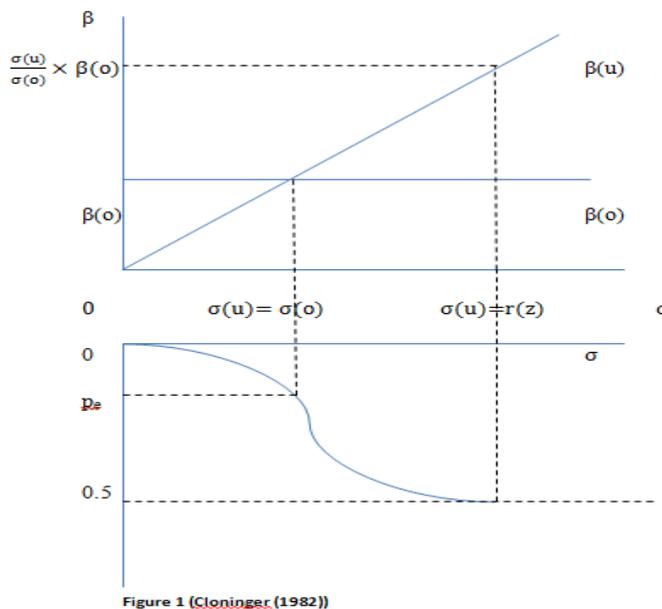
La décision de frauder peut dépendre de l'impact de cette fraude sur le risque systématique de l'entreprise et aussi du niveau d'aversion au risque du gestionnaire (Cloninger, 1982). En effet, une fois qu'une fraude est réalisée, il existe toujours la probabilité de l'arrestation et de la condamnation comme suites aux actes illégitimes, ce qui est défini comme « moral risk ». Ce dernier augmente la variabilité du rendement exigé, car les flux monétaires seront affectés par les sanctions morales, légales et même sociales et augmenteront donc le risque d'exploitation de l'entreprise. Cloninger s'intéresse à la relation entre la fraude et le risque systématique (bêta). À partir de la mesure du risque systématique d'un titre de

Sharpe (1963) et Lintner (1965), $\beta = \frac{COV(j,m)}{VAR(m)} = \frac{\rho(j)*\sigma(j)}{\sigma(m)}$, qui est défini comme le quotient entre la covariance entre le titre j et le marché de portefeuille m , et la variance de rendement de ce marché m , Cloninger (1982) fait dériver la mesure de risque systématique dans le cas de fraude : $\beta(u) = \frac{\rho(u)}{\rho(o)} * \frac{\sigma(u)}{\sigma(o)} * \beta(o)$, où $\beta(u)$ est le risque systématique avec fraude, $\beta(o)$ est celui sans fraude, ρ représente la corrélation entre le titre et le marché, et σ est l'écart-type du rendement de ce titre. Cette équation nous montre que l'effet d'une fraude sur le risque systématique dépend des coefficients de corrélation et des écart-types de ces titres. Le coefficient de corrélation entre l'actif et le marché peut être ou ne pas être affecté par l'effort de l'entreprise pour réduire son risque systématique (bêta). En effet, un faible écart-type de rendement (σ) n'est pas lié à une grande ou à une petite corrélation de rendement de cette entreprise avec le marché. C'est pourquoi, que l'entreprise soit honnête ou non, les mesures de sa corrélation de rendement avec le marché sont égales : $E(\rho(o)) = E(\rho(u))$. Donc, l'espérance du ratio des coefficients de corrélation entre le titre (avec et sans fraude) et le marché est égale à 1. Le bêta du titre avec fraude ($\beta(u)$) dépend donc seulement du ratio des écarts type (avec et sans fraude) et du bêta de titre sans fraude. On déduit que $\beta(u) = \frac{\sigma(u)}{\sigma(o)} \times \beta(o)$. Selon Cloninger (1982), le gain de l'entreprise vient de la couverture de la position de titre (hypothèse de *hedging*). L'auteur définit (p) comme étant la probabilité d'échec de sa couverture. À $p=0,5$, l'écart-type de rendement dans le cas de fraude $\sigma(u)$ est maximisé et est égal au gain maximal dans le cas où l'entreprise est honnête, mais n'arrive pas à couvrir sa position ($r(z)$).

À la figure 1, la droite ($\beta(o)\beta(o)$) indique le risque systématique de l'entreprise honnête et non endettée tandis que la droite ($0\beta(u)$) présente le risque de l'entreprise frauduleuse, en fonction de la probabilité d'échec de couvrir la position de titre. Cette droite débute par 0, sous l'hypothèse de la neutralisation totale du risque d'exploitation (*business risk*) de l'entreprise par la fraude. De plus, l'étude de Cloninger (1982) suppose que le proxy de risque total d'une entreprise non endettée est le risque d'exploitation. C'est pourquoi la droite ($0\beta(u)$) représente aussi le risque total d'une entreprise non endettée. Par le graphique ci-dessous, on peut remarquer que si $0 < p < p_e$, alors $\sigma(u) < \sigma(o)$ et aussi $\beta(u) < \beta(o)$: la fraude réduit le risque de titre. Cette réduction entraîne une baisse du coût du risque exigé par

le marché et donc transforme un projet dont la valeur actuelle nette (VAN) est négative en une VAN positive.

Figure 1 – Risque des entreprises (honnête et frauduleuse)



Source : Cloninger, 1982

Cloninger (1982) pose l'hypothèse d'une couverture partielle. Même en utilisant la fraude, le risque d'exploitation de l'entreprise ne peut pas être neutralisé totalement. Dans cette situation, le risque de l'entreprise avec fraude est la somme du risque moral et du risque d'exploitation résiduel. Ce risque total pourrait être plus faible que le risque systématique de l'entreprise sans fraude à condition que la réduction du risque d'exploitation, grâce à la fraude, soit plus grande que l'augmentation de « *moral risk* ». C'est pourquoi il existe toujours un intervalle de (p) qui nous permet d'avoir une réduction de risque avec la fraude, même si cet intervalle est réduit.

Les résultats empiriques de Reichert *et al.* (1996) contredisent l'hypothèse de Cloninger (1982) sur la réduction du bêta à l'aide d'une fraude. En retenant également les résultats empiriques qui contredisent cette hypothèse, Cloninger *et al.* (2000) offrent une analyse transversale des types d'entreprises pour interpréter leurs résultats. En utilisant une étude événementielle pour chaque allégation de fraude, ces auteurs comparent le bêta estimé de chacune des deux périodes de 100 jours (« avant l'annonce » et « après l'annonce »). En

effet, en supposant que $t=0$ est la date de la première annonce sur le *WSJ*, la période « avant l'annonce » est de $t=-130$ à $t=-31$. De la même façon, la période « après l'annonce » est de $t=+31$ à $t=+130$, où $t=0$ est la date de la dernière annonce. Afin de tester l'influence de la fraude sur le changement du bêta, les auteurs ont ajouté des variables qualitatives (binaires) pour distinguer les types de fraudes² : la taille du bêta avant l'annonce de la fraude, la taille de l'entreprise (grande ou petite capitalisation), le type d'entreprise (institution financière ou non, rendement anormal avant l'annonce étant élevé ou non). Avec l'échantillon de 129 fraudes corporatives concernant 71 entreprises, les résultats montrent que le bêta augmente dans 42 des cas, reste stable dans 22 cas et diminue significativement pour les 65 cas restants. Dans les cas où le bêta s'accroît, les entreprises, qui sont des institutions financières, ont un bêta faible avant l'annonce. Les résultats sont inversés pour les cas de diminution de bêta. Cloninger *et al.* (2000) nous proposent deux hypothèses théoriques pour expliquer ce phénomène : l'hypothèse de couverture de position (*hedging*) et l'hypothèse de la *Rotten apple theory* (RAT) (exemple de coût d'agence). Sous l'hypothèse de *hedging*, une irrégularité financière, en cas de succès, peut réduire le risque et donc augmenter le prix du titre. Autrement dit, une augmentation du bêta après l'annonce est le résultat de la détection de la fraude, ce qui est cohérent avec l'hypothèse de *hedging*. Cependant, une diminution du bêta après l'annonce de fraude n'est pas nécessairement incohérente avec cette hypothèse. Cette diminution reflète l'anticipation du marché quant à l'amélioration de la gestion de l'entreprise après l'annonce de fraude. Par ailleurs, la stabilité du bêta s'explique bien par l'hypothèse de RAT. Si les fraudes corporatives sont des actes aléatoires (non systématiques), alors la valeur de l'entreprise est affectée par les coûts d'agence, mais non affectée par l'annonce de fraude (en excluant les amendes anticipées, les frais et les pénalités). Dans ce cas, le bêta avant et après l'annonce de fraude de l'entreprise est similaire.

D'ailleurs Reichert *et al.* (1996) posent l'hypothèse de spéculation (*speculative hypothesis*) pour expliquer la diminution du bêta après l'annonce de fraude. Selon cette hypothèse, le marché perçoit une activité illégale comme *speculative*. C'est pourquoi

² Fraude de gouvernement ; activités corporatives violant la loi fédérale, mais étant non matérielle aux investisseurs ; falsifications des états financiers ; fraudes dont les victimes sont les clients, les employés, les fournisseurs ou les franchisés.

l'anticipation du marché à l'égard des fraudes associées à cette entreprise peut déstabiliser son titre et accroître son rendement exigé. L'annonce de fraudes met fin à cette ambiguïté et réduit le bêta de l'entreprise. Cette hypothèse n'est toutefois pas cohérente avec la motivation de faire une fraude, car la question posée dans ce contexte est : pourquoi une entreprise voudrait s'engager dans une activité illégale qui pourrait déstabiliser son titre ? Cet engagement est rationnel seulement si les activités illégales peuvent mener l'entreprise à des rendements assez élevés pour au moins compenser l'augmentation du risque (bêta). Reichert *et al.* (1996) ajoutent aussi l'anticipation d'un meilleur management de l'entreprise après l'annonce de fraude comme une explication de la diminution du bêta. Contrairement au premier argument, ce dernier argument de Reichert *et al.* (1996) est cohérent avec l'hypothèse de *hedging* de Cloninger.

Par ailleurs, Cloninger *et al.* (2000) distinguent une corrélation négative entre la taille du bêta avant l'annonce de la fraude et son changement à la suite de l'annonce de la fraude. Ils placent ainsi les bêtas avant l'annonce de fraude dans quatre groupes, dans l'ordre croissant de leur taille. Le premier groupe, contenant les bêtas les plus petits, présente une augmentation significative après l'annonce tandis que les bêtas du deuxième groupe sont constants et ceux des troisième et quatrième groupes diminuent. Cette relation entre la taille du bêta avant l'annonce et sa variation après l'annonce est expliquée par la correction des erreurs de l'estimation du bêta. Une autre explication est basée sur l'idée que la diffusion d'informations supplémentaires réduit l'incertitude sur l'estimation des paramètres de la distribution du rendement. D'une part, un bêta élevé avant l'annonce vient de l'anticipation de l'investisseur sur le changement futur de la gestion personnelle, de la politique et du contrôle de l'entreprise. L'annonce d'une fraude est considérée comme une affirmation de ce changement et diminue donc la volatilité du rendement de ce titre ou encore son bêta. C'est pourquoi l'annonce d'une fraude peut réduire le bêta. En opposition à cet argument, on pourrait prétexter que la fraude aide l'entreprise à maintenir la stabilité du rendement et donc à obtenir un faible bêta. Par contre, une fois que la fraude est détectée, cette stabilité cesse et cela provoque une augmentation du bêta. Finalement, si l'investisseur considère que la fraude est seulement faite par certaines parties de l'entreprise, mais qu'elle n'y est pas systématique, alors la richesse des actionnaires est affectée seulement par le coût d'agence et par les frais légaux. Autrement dit, le bêta de l'entreprise ne change pas significativement après l'annonce de sa fraude. Cette dernière explication est cohérente avec l'hypothèse de *RAT*.

2.1.4. La corrélation entre les types de fraude

En se basant sur les principes de calcul du bêta d'un titre, Cloninger et Marchesini (1995) expliquent l'établissement du bêta d'un type de fraude. Ces auteurs croient que les fraudes sont corrélées fortement, non seulement entre elles, mais aussi avec leur niveau agrégé. Cette intercorrélation implique que le changement d'un type de fraude provoque le changement d'un autre. La construction de bêtas de fraude est inspirée, d'une part, par la théorie de portefeuille de Markowitz (1959) et, d'autre part, par des modèles de Sharpe (1963). Selon Markowitz (1959), le risque d'un portefeuille est réduit lorsqu'il détient au moins deux titres dont les rendements ne sont pas corrélés positivement et parfaitement. Aussi, Sharpe démontre que le rendement d'un titre est corrélé à celui du marché plutôt qu'à celui de chaque titre individuel. Son risque est mesuré par le bêta qui représente le niveau de corrélation entre ce titre et le portefeuille de marché : les autres variations (ou la portion non systématique) peuvent être éliminées par la diversification de portefeuille. En se basant sur ces principes, Cloninger *et al.* (1995) construisent le bêta de fraude en considérant la somme des fréquences des fraudes individuelles comme étant un indice total des fraudes. Le bêta d'un type de fraude indique la fréquence de changement individuel de ce type à la suite de la variation de l'indice total des fraudes. Ainsi :

$$CB = \text{Cov}(CR_j, CR_I) / \text{Var}(CR_I) \quad \text{où} \quad CB_j = r_{jI} (s_j/s_I)$$

où $\text{Cov}(CR_j, CR_I)$ est la covariance du changement de fréquence de la fraude j et celui de l'indice total de fraude (I) ; $\text{Var}(CR_I)$ est la variance de l'indice de fraude ; s_j et s_I sont respectivement l'écart-type de la fraude j et de l'indice total I . ; r_{jI} est la corrélation entre eux. Si $CB_j = 1$, alors la variation de fraude j est l'effet miroir de la variance de l'indice totale I . Si $CB_j = 0$, ceci implique alors que le changement de l'indice total de fraude ne change pas la variance de la fraude j . Par contre, le risque d'occurrence de cette fraude existe toujours. De plus, le bêta de fraude n'est pas nécessairement une indication de l'importance de fraude qui est définie par l'utilité d'une perte marginale.

L'auteur régresse aussi cette équation, $CR_j = \alpha_j + \beta_j (CR_I) + \mu$, pour mesurer la partie de changement d'une fraude j qui n'est pas corrélée avec l'indice de fraude total I , à travers le résidu μ . Les variables CR_j et CR_I sont respectivement le pourcentage de changement pour la fraude j et l'indice total de fraude I . Cette régression nous permet d'évaluer les efforts d'une

communauté dans la prévention des crimes. Concrètement, le bêta β_j est une mesure propre à chaque type de crime dans chaque communauté (i.e chaque État des États-Unis dans le contexte de Cloninger *et al.* (1995)) tout comme le résidu μ . Selon Cloninger *et al.* (1995), un résidu statistiquement significatif est considéré comme un indicateur de la présence d'un événement spécifique dans la communauté. Par exemple, un événement peut être un changement soudain dans la population ou un changement au système d'éducation. Par cette perspective, ces auteurs identifient les communautés où un événement spécifique peut affecter la probabilité d'occurrence des crimes : à partir de ces résultats, des projets de prévention de crimes peuvent être établis pour chaque communauté.

2.1.5. Effet sur la réputation

Le risque de réputation est défini comme le risque provenant de la perception négative des clients, des investisseurs, des analystes de marché, des créanciers, des actionnaires ou des autres parties qui peuvent empêcher l'entreprise de maintenir ou d'établir de nouvelles relations d'affaires (selon Basel Committee, 2009a, p. 19). Notons que, dans cette section, nous ne faisons pas de distinction entre le risque de réputation interne et externe.

Comme dans les articles précédents, Karpoff *et al.* (1993) identifient un rendement anormal négatif significatif à la suite d'une annonce de fraude. Par contre, ces auteurs arrivent à une conclusion supplémentaire : outre les pertes opérationnelles, l'annonce d'une fraude provoque aussi une perte de réputation pour l'entreprise. Sur ce même sujet, Cummins, Lewis et Wei (2006) construisent leur échantillon qui contient la perte opérationnelle des banques et des compagnies d'assurance entre les années 1978 et 2003 (opVAR database). Ils concluent que la perte de valeur marchande excède la valeur de perte opérationnelle. Ceci implique l'existence d'une perte de réputation pour l'entreprise. D'ailleurs, De Fontnouvelle et Perry (2005) analysent les données d'OpData et d'OpVantage FIRST sur 115 banques mondiales entre les années 1974 et 2004. Ils croient que la perte due à une fraude interne a un impact négatif sur la réputation de l'entreprise tandis qu'une fraude externe cause seulement une perte opérationnelle à la firme. Dans le même ordre d'idées, Cannas *et al.* (2009) examinent 20 événements de perte opérationnelle des banques et des entreprises d'assurance à l'aide d'OpVar database dans la période se situant entre 2000 et 2006. Cette étude considère l'estimation de la valeur à risque de réputation comme étant une approche à quantifier pour établir le capital économique nécessaire pour éliminer la perte de réputation.

Gillet, Hübner et Plunus (2010) analysent les compagnies financières en Europe et aux États-Unis sur la période de 1990 à 2004. Ils arrivent à conclure qu'une fraude interne cause une perte de réputation plus importante qu'une fraude externe. Pour chaque perte de valeur de la firme, trois dates d'événement sont identifiées : la date de la première publication par la presse écrite, la date de la reconnaissance explicite de l'entreprise et la date de règlement des pénalités. Ces distinctions permettent d'analyser l'influence graduelle de l'information sur la réputation des institutions financières. Empiriquement, autour des deux premières dates (date de la première publication de l'annonce et date de la reconnaissance de l'entreprise), les rendements anormaux cumulés (CAR) sont significativement négatifs. Par contre, les CAR autour de la date de règlement sont significativement positifs. Ce phénomène s'explique par des raisons de taxation : la connaissance du montant réel de la pénalité à la date de règlement, qui est inférieur à celui estimé par l'entreprise, est une bonne nouvelle pour le marché : ceci permet à l'entreprise de changer le signe de leurs CAR.

Gillet *et al.* (2010) font aussi une analyse transversale en se basant sur Fama et French (1993). Différentes caractéristiques spécifiques aux firmes sont déterminées avec des variables comme la taille de la firme, le ratio *price to book*, le niveau d'endettement, le *return on asset* (ROA) et même le nombre d'employés. Empiriquement, seulement la variable de *value/growth* a un changement significatif à la suite de l'annonce d'une perte opérationnelle de la firme. Plus le *price to book value* de la firme est important, plus les conséquences sur la réputation sont larges. Ce résultat est cohérent avec l'analyse selon laquelle les entreprises en croissance sont plus fragiles et qu'elles subissent donc un impact plus important sur le marché après l'annonce d'une perte opérationnelle. Ces auteurs sont en outre intéressés par l'impact de la transparence d'information relative à la fraude. Spécifiquement, l'échantillon étudié est divisé en deux sous-groupes qui se différencient par la connaissance du montant de perte pour l'entreprise. Plus précisément, le sous-groupe (a) concerne les annonces de perte dont le montant est connu à la date de la première annonce et l'autre (b) contient les autres annonces. En effet, l'entreprise du sous-groupe (a) subit une perte de réputation moins importante que celle du groupe (b). Ce résultat nous montre que les investisseurs surréagissent quand ils ne connaissent pas le montant de la perte, une conséquence de l'asymétrie de l'information.

Fiordelisi, Soana et Schwizer (2014) documentent la perte de réputation au plan du secteur financier. Selon leurs hypothèses, la perte de réputation peut être influencée par le

niveau de risque de la banque, sa rentabilité, son niveau d'actif intangible, sa valeur de capitalisation, sa taille et la région où elle subit des pertes opérationnelles. Empiriquement, la probabilité de la perte de réputation augmente avec la taille et le profit de la banque. Plus une banque est rentable et grande, moins les investisseurs prévoient des pertes inattendues. C'est pourquoi la perte de réputation des grandes banques et des banques plus rentables est plus importante. Sur le même principe, une banque de grande capitalisation subit moins de perte de réputation après l'annonce d'une perte opérationnelle. Par ailleurs, ces auteurs mesurent la perte de réputation sur plusieurs périodes de temps et non seulement sur une seule journée d'événement (0,1), comme abordés dans les articles précédents. En effet, les fenêtres d'événement de différentes longueurs sont testées comme [-20,20], [-10,10] [-5,5] [-3,3] et [-1,1]. Empiriquement, la perte de réputation est significative pour tous ces intervalles de temps. Contrairement à Gillet *et al.* (2010) qui considèrent seulement les grandes pertes opérationnelles (supérieures à 10 millions), Fiordelisi *et al.* (2013) examinent aussi les pertes moyennes (supérieures à 1 million). Cela aide à élargir l'échantillon sans réduire la qualité des données. Leur échantillon contient des données sur les banques européennes et américaines sur la période comprise entre 2003 et 2008.

En se basant sur Gillet *et al.* (2010), Fiordelisi *et al.* (2013) calculent l'effet de réputation selon l'équation suivante :

$$AR_{j,0} (Rep) = R_{j,t} - \mu_j - \beta_j * R_{m,t} + \left| \frac{OL_{j,t}}{MC_{j,t}} \right|$$

Où μ_j représente le risque idiosyncrasique du titre j , β_j est le coefficient bêta du titre j . Le rendement du titre est ajusté par le ratio entre la perte opérationnelle (OL) et la capitalisation de marché (MC) de l'entreprise. Cet ajustement sert à isoler l'effet de réputation.

Toujours en se basant principalement sur l'article de Gillet *et al.* (2010), Sturm (2013) concentre son analyse sur le secteur bancaire en Europe. En effet, Gillet *et al.* (2010) est la seule étude faite sur l'effet de pertes opérationnelles sur la réputation relative au secteur bancaire en Europe. Par contre, leur échantillon ne comporte que 49 cas. Sturm (2013) utilise un échantillon de 136 pertes opérationnelles à l'aide de la banque de données de l'Association de Secteur bancaire d'Allemagne, pour la période de janvier 2000 à décembre 2009. En

considérant les mêmes caractéristiques de l'entreprise, la même division de type de fraude, les mêmes dates d'événement et aussi le même calcul de la perte de réputation que celui de Gillet *et al.* (2010), Sturm (2013) conclut que la perte de réputation est influencée par les caractéristiques de l'entreprise plutôt que par les caractéristiques d'événement. Plus spécifiquement, plus le niveau du passif est élevé, plus grande est la perte de réputation à la suite d'une perte opérationnelle. Par contre, pour les autres caractéristiques de l'entreprise (e.g. taille, ratio *price to book*), aucun impact n'est répertorié. Ce dernier résultat est différent de ceux des articles précédents.

Gillet *et al.* (2012) s'intéressent à la réaction du marché obligataire à la suite d'une perte opérationnelle des entreprises financières. Ils remarquent que, en moyenne, la perte opérationnelle ne représente que 1 % du rendement anormal de l'entreprise à la suite de l'annonce d'une perte. Le reste de ce rendement anormal s'expliquerait alors par la perte de réputation de l'entreprise. La banque de données utilisée contient 71 des plus grandes pertes répertoriées entre avril 1994 et juillet 2006, dont 41 entreprises américaines.

Fich *et al.* (2005) étudient l'impact d'une fraude sur la réputation des administrateurs externes de l'entreprise frauduleuse. Il n'y a pas d'évidences d'une rotation anormale des administrateurs externes du conseil d'administration suite à une fraude. Par contre, ces administrateurs font face à une diminution importante de leur participation à d'autres comités d'administration; en moyenne, les administrateurs externes des entreprises frauduleuses subissent une réduction de 50 % du nombre de participation à des comités d'administration. En outre, 96 % des administrateurs externes qui participent à un autre conseil d'administration perdent au moins un siège pendant les trois années suivant le procès.

2.1.6. Effet sur le comportement des investisseurs

En plus des impacts directs sur l'entreprise, qui sont mentionnés ci-haut, l'annonce d'une irrégularité financière en entreprise influence aussi le comportement de l'investisseur selon la finance comportementale. Est-ce que cette relation peut conduire à des conséquences indirectes sur l'entreprise ?

Selon Carr (1968), l'éthique n'a pas de rôle dans l'entreprise, mais l'entreprise en a besoin pour attirer les investisseurs. L'économie classique suppose qu'il existe un conflit

entre l'intérêt personnel et l'éthique dans le comportement économique. Dillon (1991) nous montre empiriquement la corrélation entre le comportement éthique/non éthique et la profitabilité de l'entreprise. D'ailleurs, Zetlin (1991) pense que, parmi les compagnies incluses dans le Fortune 500, les 15 entreprises qui suivent les principes éthiques sur 20 ans (et plus) se développent deux fois plus rapidement que les autres. En lien avec ces conclusions, Stoffman (1991) nous montre l'existence d'une profitabilité à long terme pour les entreprises dont l'éthique et la responsabilité sociale sont bien évaluées.

Particulièrement, Rao (1997) met l'accent sur l'impact des activités non éthiques, comme les fraudes financières spécifiques (la corruption, le scandale, le *white collar crime* et le paiement illégal) qui sont publiées dans le *WSJ*, de 1989 à 1993. L'auteur croit que la découverte et l'annonce publique de ces activités non éthiques diminuent la richesse des actionnaires pendant une période de temps appréciable. Concrètement, les résultats de cet article montrent une diminution de 5,72 % de la valeur du titre à la date d'annonce des fraudes mentionnées. L'auteur croit que cet effet n'est pas nécessairement similaire pour les activités non éthiques non diffusées. C'est la raison pour laquelle sa base de données exclut les fraudes financières qui ne sont pas publiées sur le *WSJ*. D'ailleurs, afin d'isoler l'effet de l'annonce de fraude sur le titre, l'auteur élimine aussi les entreprises si son grand événement corporatif a lieu dans la période qui couvre un mois avant la date de l'annonce de la fraude et un mois après.

De son côté, Skinner (1994) montre que les entreprises ont tendance à divulguer volontairement les bénéfices négatifs surprenants plutôt que ceux qui sont positifs. L'idée principale est que, en divulguant les mauvaises nouvelles plus tôt, les attentes des investisseurs vont baisser. Les gestionnaires seront récompensés plus dans ces situations où le résultat réel est meilleur que celui attendu, plutôt que l'inverse, même si les bénéfices économiques dans ces deux cas sont similaires. Une des explications données est celle de l'hypothèse de la surréaction de l'investisseur face à une nouvelle (Bondt *et al.*, (1985)). En effet, le marché a tendance à surévaluer les nouvelles les plus récentes et à sous-évaluer d'anciennes nouvelles pertinentes. Ce comportement cause donc une réaction excessive. Brown *et al.* (1988) ajoutent que l'incertitude autour d'un événement provoque la baisse du prix du titre : ce fait se prolonge jusqu'à la résolution de l'événement. Cet effet est vrai pour tous les événements, positifs et négatifs. Hong et Stein (1999) développent cette explication

avec l'hypothèse de la diffusion graduelle de l'information. Cette diffusion entraîne initialement une sous-réaction, résultat de l'effet *momentum*, et ensuite une surréaction, comme la correction d'une erreur de marché. Empiriquement, Cox *et al.* (2002) examinent la réaction du marché boursier en termes de rendement et de risque face à l'annonce d'irrégularités financières entre 1990 et 1999. En effet, trois hypothèses supportent trois explications posées :

H1 : Le rendement du titre est négatif à la suite de l'annonce d'une irrégularité financière, supporté par la théorie de l'efficience du marché.

H2 : Le rendement du titre va retourner à son niveau espéré après l'annonce de la fraude, ce qui est supporté par l'hypothèse de surréaction. Pour analyser le niveau de la surréaction, une régression OLS est utilisée : $y = a + bx$ où y et x sont respectivement le résidu de CAPM cumulatif standardisé pour chaque titre sur la période $t=-1, 0$ et la période $t=+1, +2$.

H3 : Le risque du titre, à la suite d'une annonce de fraude, va augmenter initialement et diminuer après l'événement, ce qui est supporté par l'hypothèse de l'incertitude de l'information. Deux types de risque sont calculés. Le premier est le risque résiduel qui est calculé par la variance du terme d'erreur du modèle de marché ou, en d'autres mots, par la moyenne des résidus au carré. De plus, pour comprendre le changement de variance, un F-test est calculé comme suit pour chaque titre : $F = S^2(TA)/S^2(TB)$ où TA est *time after* et TB est *time before*. Trois périodes de temps sont comparées : 1) TA= [1 ; 40], TB= [-250 ; -40]; 2) TA= [41 ; 251], TB= [-250 ; -40]; 3) TA= [41 ; 251], TB = [1 ; 40]. Un test binomial de signe est aussi calculé pour le changement de variance. Le deuxième type de risque est le risque bêta dans le CAPM. Pour tester le changement de ce risque, une régression multiple est estimée pour chaque titre :

$$R_{i,j} = a + b_1 * R_{m,t} + b_2 * D_t * R_{m,t}$$

où $R_{i,j}$ et $R_{m,t}$ sont respectivement le rendement d'un titre et celui du marché, D_t égal à 0 pour la période TB et à 1 pour TA. En effet, TB représente la période d'estimation [-250 ; -40] tandis que, pour le premier test, TA est de [1 ; 40] et, pour le deuxième, il est de [41 ; 251]. La séparation des deux TA est pour distinguer le changement de bêta à court terme et à

long terme. Le signe positif de b_2 nous permet de conclure à une augmentation du bêta après l'annonce de fraude.

Ces trois dernières hypothèses sont testées avec l'échantillon concernant les fraudes des entreprises cotées en bourse, publiées par le *WSJ*, entre 1992 et 1999. La date d'événement $t = 0$ est le jour de la première publication de l'événement. Avec le modèle de marché CAPM, les auteurs identifient empiriquement un impact négatif et significatif à la suite de l'annonce de fraude sur *WSJ*. Les titres du NYSE supportent l'hypothèse de la correction du marché par la surréaction, dans la période de deux jours après l'événement. Cependant, les titres de marché du NASDAQ ou d'OTC ne supportent pas cette hypothèse. L'hypothèse de l'information incertaine est prouvée par l'augmentation de la variance du terme d'erreur tout de suite après l'annonce de la fraude. Par la suite, cette variance diminue quand l'incertitude de l'information disparaît. Par contre, il n'y a pas d'évidence empirique quant à la diminution du bêta après l'annonce de la fraude.

La partie qui suit nous donne un autre exemple spécifique sur l'évolution de la politique de dividendes. Plusieurs théories expliquent pourquoi la politique de dividendes d'une firme affecte le prix de son titre. Les deux théories les plus pertinentes sont la théorie de signal (Miller et Rock, 1985) et la théorie d'agence. Selon la théorie de signal, la politique de dividendes est un mécanisme d'information asymétrique entre le monde interne et le monde externe à la firme. Plus précisément, le paiement de dividendes est un signe d'information positive et n'est jamais considéré comme une source d'information négative. Dans cette perspective, John et Williams (1985) ont développé des modèles selon lesquels les firmes dont les informations internes sont plus favorables vont payer plus de dividendes et donc obtenir un prix de titre plus élevé. Par contre, les évidences empiriques de cette théorie sont mitigées. Par exemple, Ofer et Siegel (1987), en utilisant les données de bénéfices anticipés, concluent que le paiement de dividendes et les bénéfices sont corrélés positivement. Par contre, Ikenberry, Lakonishok et Vermaelen (1995) croient que le marché ne réagit pas aux nouvelles informations véhiculées par le changement de dividendes, du moins à court terme.

Pour sa part, la théorie d'agence considère la politique de dividendes comme étant une manière de limiter le coût d'agence, surtout les conflits entre les actionnaires et les gestionnaires. Jensen (1986) argumente qu'une entreprise avec des flux monétaires élevés peut investir dans des projets de valeur actualisée nette négative. Le paiement de dividendes

est donc une bonne manière de réduire ce type de conflit d'agence. Par contre, comme la première théorie de signal, cette théorie a aussi des résultats empiriques mitigés.

Sung, Kim et Chincarini (2006) posent la question suivante : est-ce que la relation entre le prix et la politique de dividendes varie dans le temps ? Selon ces auteurs, cette relation est plus forte dans la période qui suit l'an 2000 que dans les années 1980 et 1990. Pour comprendre ce changement, l'étude examine plus en détail la relation entre le changement de paiement de dividendes et le rendement de l'industrie. Pour chaque industrie, les firmes sont regroupées en deux portefeuilles : i) un avec des entreprises de forte croissance de dividende payé ; ii) l'autre, au contraire, est constitué de firmes affichant une faible croissance du dividende. La différence de rendement de ces deux groupes montre l'effet de changement du paiement sur le rendement. À l'aide du classement de *Global Industrial Classification System* (GICS), dix industries sont définies. Empiriquement, l'effet de la politique de dividendes sur le rendement de l'entreprise est le plus significatif pour le secteur des technologies de l'information. Particulièrement, cet effet de la politique de dividendes sur le rendement du titre est plus important dans l'industrie pendant la période ayant subi des scandales de comptabilité corporative. Autrement dit, les fraudes corporatives (e. g. Enron Corp. octobre 2001) peuvent provoquer de l'inquiétude chez les actionnaires d'autres entreprises du même secteur. L'effet de changement de politique de dividendes n'est donc pas neutre sur le secteur.

Pour en arriver à ces conclusions, ces auteurs utilisent l'étude événementielle où le premier scandale de l'industrie est traité comme l'événement. Autour de cette date, ils observent le rendement des portefeuilles qui se sont divisés selon les niveaux de croissance de paiement de dividendes. Les résultats obtenus sont toujours cohérents avec la théorie d'agence. Plus précisément, une irrégularité financière est considérée comme un cas extrême des problèmes d'agence, qui illustre les lacunes des gestionnaires et une protection inadéquate des intérêts de l'investisseur. La fraude accentue la punition du marché pour la faible croissance du paiement de dividendes de l'entreprise. Alternativement, la théorie de signal nous permet d'expliquer l'évaluation avantageuse par le marché pour les entreprises à forte croissance de dividendes. On pourrait présumer que le marché se fie plus au signal de la politique de dividendes qu'aux états financiers, surtout après les nombreux scandales de manipulation des états financiers (ex. Enron). Même si ces deux théories ne s'excluent pas

mutuellement, Sung *et al.* (2006) portent une plus grande crédibilité à la théorie de l'agence parce que, à la suite d'une irrégularité financière, l'investisseur perd confiance non seulement dans les états financiers, mais aussi dans la gestion de l'entreprise.

2.1.7. Effet sur les autres entreprises (cas spécial des entreprises d'audit)

Les sections précédentes nous font comprendre tous les impacts négatifs de l'annonce d'une fraude sur le rendement, le risque ainsi que sur la réputation de l'entreprise frauduleuse. Cependant, est-ce que ces impacts se limitent à l'entreprise frauduleuse ? Autrement dit, est-ce que l'annonce d'une fraude d'une entreprise pourrait causer un « effet domino » sur le marché ? Pour répondre à cette question, quelques cas particuliers comme Andersen/Enron Corp (2001- États-Unis) et Kanebo (2005-Japon) sont analysés.

Beasley (1996) croit que, plus les administrateurs externes participent au conseil d'administration, moins de fraudes des états financiers se produisent. Cependant, ce phénomène n'est pas toujours vrai pour le comité d'audit. Dans cette perspective, différentes hypothèses sont posées pour déterminer son rôle. Ainsi, des tests sur la réaction du marché boursier face à la faillite d'une entreprise d'audit sont effectués. La première hypothèse testée – hypothèse dite d'assurance - est celle de Simunic (1980) et Dye (1993). Selon eux, l'auditeur fournit une assurance à l'investisseur en couvrant ses pertes potentielles en cas de détection d'une fraude de manipulation des états financiers de l'entreprise. Alternativement, selon l'hypothèse de réputation, l'entreprise d'audit est considérée comme un fournisseur de services de surveillance et de certification aux entreprises afin de réduire le coût d'agence entre le gestionnaire, le créancier et l'actionnaire. Plusieurs études empiriques concluent quant à l'importance de la qualité de l'audit pour l'entreprise. Plus une entreprise d'audit est large, plus son service est dit « qualifié » et donc plus l'entreprise profite d'une bonne réputation (Clarkson et Simunic, 1994). Krishnamurthy, Zhou et Zhou (2006) testent le cas d'Enron/Andersen (2001) en contrôlant l'hypothèse de l'assurance. Empiriquement, ils pensent que l'entreprise auditée par un auditeur de mauvaise qualité subit un rendement anormal négatif. Cette perte de rendement est due à la perte de la réputation plutôt qu'à la perte de la valeur de l'assurance.

Par ailleurs, quant à l'effet domino, Numata et Takeda (2010) testent aussi ces deux hypothèses, mais dans un contexte spécifique japonais par le biais du scandale de

ChuoAoyama/Kanebo (comparable au cas d'Andersen/Enron). Selon ces auteurs, le Japon nous fournit de bonnes conditions pour tester l'hypothèse de réputation. D'une part, à l'opposé des États-Unis, le Japon est un pays avec peu de litiges (notamment les litiges contre des auditeurs, car les créanciers et les actionnaires gagnent rarement de telles batailles judiciaires). D'autre part, dans les années 2000, le rôle des entreprises d'audit devient plus important puisque celles-ci ont graduellement remplacé les grandes banques dans le domaine de l'audit. Dans ce contexte japonais, Numata *et al.* (2010) étudient la réaction de prix des clients de ChuoAoyama à la suite de l'annonce de la fraude d'audit de Kanebo (un client de ChuoAoyama). Cette réaction est ensuite comparée à celle des entreprises clientes des autres auditeurs japonais (*Big four auditors*). Empiriquement, les auteurs concluent à l'existence d'un lien entre la réduction de la réputation d'une entreprise d'auditeur et le prix de titre de leurs clients, ce qui est cohérent avec l'hypothèse de réputation.

Toutefois, quant à l'effet domino, l'analyse diffère lorsque le contexte d'étude change. Barbera et Pucheta (2006) tentent ainsi de répondre à la question suivante : est-ce que les entreprises auditées par Andersen subissent un impact négatif à la suite du scandale d'Andersen/Enron Corp ? Ces auteurs testent les hypothèses similaires à celles de Numata *et al.* (2010) à deux dates d'événement : la première est quand Andersen est publiquement associé à la fraude d'Enron Corp. L'autre date est l'abandon de l'offre de rachat de Dynegy Inc. par Andersen. Au contraire de l'étude de Numata *et al.* (2010), les résultats empiriques de cette étude ne supportent pas l'effet domino.

Le tableau 1 ci-dessous nous résume les principaux articles analysés dans la section 2.1 sur les effets des fraudes sur le risque et le rendement de l'entreprise.

Tableau 1: Revue de littérature sur les effets d'irrégularités financières sur l'entreprise

Ce tableau traite du résumé des articles scientifiques ci-dessus sur les effets d'irrégularités financières sur l'entreprise liée. Les sections A, B, C, D, E nous présentent respectivement l'effet de l'annonce d'une irrégularité de l'entreprise sur son rendement, son risque, sa réputation, le comportement des investisseurs et les autres entreprises de clientèle. Chaque ligne représente un article qui spécifie le contexte d'étude, les auteurs, les critères examinés et les résultats empiriques trouvés.

SECTION A : EFFET SUR LE RENDEMENT

Contexte spécifique/échantillon	Auteurs	Critères examinés	Résultats empiriques
34 procès <i>antitrust</i> au département de Justice (DoJ) ou <i>Federal Trade Commission</i> (FTC).	Garbade <i>et al.</i> (1982)	Caractères spécifiques de l'entreprise (<i>ROE</i>)	i) Une diminution significative de 6 % du rendement moyen dans les quatre jours ouvrables après l'annonce du procès ; ii) L'effet négatif du procès <i>antitrust</i> est corrélé négativement avec le <i>ROE</i> .
84 firmes accusées d'activités illégales dans les années 1970.	Strachan <i>et al.</i> (1983)	Type de fraude : les contributions politiques illégales et la fixation de prix.	Les rendements négatifs et significatifs pour les accusations de fixation de prix.
Rendement anormal autour de la date de l'annonce de fraude sur <i>WSJ</i> .	Davidson <i>et al.</i> (1988)	Étude événementielle : la période de 90 jours avant et 90 jours après la date de l'annonce de fraude sur le <i>WSJ</i> .	Rendement anormal négatif à la suite de l'annonce de la irrégularité financière.
41 firmes liées à la fixation de prix.	Cloninger <i>et al.</i> (1987, 1990)	Dates du suivi juridique : l'accusation, l'appel et la résolution.	i) Date de l'accusation : rendement significatif et négatif ; ii) Date d'appel : impact incertain ; iii) Date de résolution : aucun impact.
Les litiges trouvés sur <i>The Wall Street Journal Index</i> concernant 78 entreprises cotées en bourse, d'avril 1969 à 1978.	Gratto <i>et al.</i> (1990)	i) Dates du suivi juridique : l'accusation et la résolution. ii) Rôle de l'entreprise : demandeur/ défendeur (date de l'accusation) ; gagnant/ perdant (date de résolution)	i) Date de l'accusation : rendements excédentaires négatifs, mais non significatifs pour les deux parties; ii) Date de résolution : rendements excédentaires positifs pour les firmes gagnantes et négatifs pour les perdants, mais non significatifs.
Les fraudes corporatives annoncées dans le <i>WSJ</i> pour la période de 1980-1990.	Reichert <i>et al.</i> (1996)	i) Caractères spécifiques de l'entreprise : la taille de l'entreprise ; ii) Décision juridique : Accusée/ innocente	i) Corrélation négative entre la taille de la firme et l'effet de l'accusation d'une fraude sur son rendement excédentaire. ii) Impact négatif à plus long terme pour une firme accusée qu'une firme jugée innocente.

SECTION B : EFFET SUR LE RISQUE FINANCIER

Contexte spécifique	Auteurs	Explications/Hypothèses	Résultats empiriques
Les fraudes corporatives annoncées dans le <i>WSJ</i> pour la période de 1980-1990.	Reichert <i>et al.</i> (1996)	<p>i) Hypothèse de spéculation : l'annonce de fraudes met fin à la déstabilisation du titre et réduit son bêta.</p> <p>ii) Hypothèse de l'anticipation d'un meilleur management de l'entreprise, ce qui explique la diminution du bêta.</p>	Trouver des cas dont le bêta diminue à la suite de l'annonce de la fraude.
129 fraudes corporatives concernant 71 entreprises ; distinguées par les types de fraudes ; la taille du bêta avant l'annonce de la fraude ; la taille de l'entreprise, le type d'entreprise.	Cloninger <i>et al.</i> (2000)	<p>i) Hypothèse de couverture de position : une augmentation du bêta expliquée par la détection de fraude alors qu'une diminution du bêta vient de l'anticipation du marché à un meilleur management de l'entreprise</p> <p>ii) Hypothèse <i>RAT</i> : une irrégularité financière non systématique ne change pas significativement le bêta de l'entreprise après l'annonce de la fraude ; expliquée par la théorie des coûts d'agence ;</p> <p>iii) L'annonce de la fraude en fournissant des informations supplémentaires au marché réduit l'incertitude sur l'estimation du bêta ; considérée comme une correction des erreurs de l'estimation.</p>	<p>i) Le bêta augmente dans 42 des cas, reste stable dans 22 cas et diminue dans les 65 cas ; ii) Une corrélation négative entre la taille du bêta avant l'annonce de la fraude et son changement après l'annonce.</p>

SECTION C : EFFET SUR LA RÉPUTATION

Contexte spécifique	Auteurs	Résultats empiriques-Explications/Hypothèses
132 cas de fraudes de 1978 à 1987 sur <i>Wall Street Journal Index</i> .	Karpoff <i>et al.</i> (1993)	Une perte significative de la valeur marchande et de la réputation de l'entreprise à la suite d'une fraude contre le gouvernement et contre les parties prenantes.
L'impact d'une fraude sur la réputation des administrateurs externes de l'entreprise frauduleuse.	Fich <i>et al.</i> (2005)	i) Perte de 50 % du nombre d'autres directions pour les administrateurs externes; ii) 96 % des administrateurs externes participant à un autre conseil d'administration perdent au moins un siège pendant les trois années suivant le procès.
Les données d'« OpData » et « OpVantage FIRST » sur 115 banques mondiales entre 1974 et 2004.	De Fontnouvelle <i>et al.</i> (2005)	i) Une fraude interne : un impact négatif sur la réputation de l'entreprise; ii) Une fraude externe : une perte opérationnelle de la firme.
Perte opérationnelle des banques et des compagnies d'assurance de 1978 à 2003 (« opVAR database »).	Cummins <i>et al.</i> (2006)	L'excédentaire de la perte de la valeur marchande à la perte opérationnelle implique l'existence d'une perte de réputation pour l'entreprise.
20 événements de perte opérationnelle des banques et des entreprises d'assurance à l'aide d'« OpVar database », de 2000 à 2006.	Cannas <i>et al.</i> (2009)	L'estimation de la valeur à risque de réputation est considérée comme une approche quantitative pour établir le capital économique nécessaire afin d'éliminer la perte de réputation.
Les compagnies financières en Europe et aux États-Unis sur la période de 1990 à 2004.	Gillet <i>et al.</i> (2010)	i) Les rendements anormaux cumulés (<i>CAR</i>) sont significativement négatifs à la première publication de l'annonce et à la reconnaissance de l'entreprise; ii) <i>CAR</i> sont significativement positives à la date du règlement; iii) Un changement significatif de

		la variable de <i>value/growth</i> à la suite de l'annonce d'une perte opérationnelle de firme; iv) Corrélation positive entre le <i>price to book value</i> de la firme et les conséquences sur la réputation. v) Le sous-groupe des annonces de perte avec le montant connu à la date de la première annonce subi une perte de réputation moins importante : ce qui supporte l'hypothèse de la surréaction des investisseurs dans le contexte de l'asymétrie de l'information.
71 des plus grandes pertes ont eu lieu entre avril 1994 et juillet 2006, dont 41 entreprises américaines.	Gillet <i>et al.</i> (2012)	1 % du rendement anormal représenté par la perte opérationnelle : le reste expliqué par la perte de réputation.
136 pertes opérationnelles de l'Association du Secteur bancaire d'Allemagne, de janvier 2000 à décembre 2009.	Sturm (2013)	i) La perte de réputation à la suite d'une perte opérationnelle est augmentée avec le niveau de passif; ii) Aucun impact lié aux autres caractéristiques de l'entreprise (e.g. taille, ratio <i>price to book</i>).
La perte de réputation au plan du secteur financier.	Fiordelisi <i>et al.</i> (2014)	La probabilité de la perte de réputation augmente empiriquement avec la taille et le profit de la banque : expliquée par les attentes du marché.

SECTION D : EFFET SUR LE COMPORTEMENT DES INVESTISSEURS

Contexte spécifique	Auteurs	Résultats empiriques-Explications/Hypothèses
Rendement mensuel des titres de CRSP, de 1926 à 1982	Bondt et Thaler (1985)	i) Surévaluation des nouvelles les plus récentes ; ii) Sous-évaluation des anciennes nouvelles pertinentes.
93 firmes de NASDAQ, de 1981 à 1990	Skinner (1994)	i) Divulgence volontaire des bénéfices négatifs surprenants plutôt que ceux qui sont positifs en réduisant l'attente du marché ; ii) L'hypothèse de la surréaction : une meilleure récompense pour un meilleur résultat réel que celui exigé plutôt que l'inverse en ayant le même bénéfice économique.
Les fraudes financières spécifiques publiées dans le <i>WSJ</i> , de 1989 à 1993	Rao (1997)	La découverte et l'annonce publique de ces activités non éthiques diminuent temporairement la richesse des actionnaires.
Les fraudes financières entre 1990 et 1999	Cox <i>et al.</i> (2002)	i) Le rendement du titre négatif à la suite de l'annonce d'une fraude financière supporte la théorie de l'efficience du marché ; ii) Le retour du rendement du titre à son niveau espéré après l'annonce de la fraude supportée par l'hypothèse de surréaction ; iii) Le risque du titre, à la suite d'une annonce de fraude qui augmente initialement et diminue après l'événement, supporte l'hypothèse de l'incertitude de l'information.
Évaluation de dividendes des années 1980 à 2000	Sung <i>et al.</i> (2006)	La fraude accentue la punition du marché pour la faible croissance de paiement de dividendes de l'entreprise selon la théorie des coûts d'agence.

SECTION E : EFFET SUR LES AUTRES ENTREPRISES

Contexte spécifique	Auteurs	Résultats empiriques-explications
	Dye (1993)	<p>i) Hypothèse d'assurance : une assurance fournie par la compagnie d'audit à l'investisseur en cas de détection d'une fraude de manipulation des états financiers de l'entreprise ; ii) Hypothèse de réputation : une meilleure qualité de services ainsi qu'une meilleure réputation sont offertes plus par une entreprise d'audit plus grande; iii) Empiriquement, l'entreprise auditée par un auditeur de mauvaise qualité subit un rendement anormal négatif, ce qui supporte l'hypothèse de réputation.</p>
Scandale d'Andersen/Enron Corp	Barbera <i>et al.</i> (2006)	Les résultats empiriques de cette étude ne supportent pas l'effet domino d'une fraude de l'entreprise d'auditeur sur ses entreprises auditées.
Scandale de ChuoAoyama/Kanebo	Numata <i>et al.</i> (2010)	Un lien entre la réduction de la réputation d'une entreprise d'auditeur avec le prix du titre de son client; confirme l'existence d'un effet domino.

2.2. Effet médiatique sur le marché boursier

Tel que documenté dans la partie 2.1, nous avons été à même de constater l'impact important des fraudes sur le marché financier. Une des explications de cet impact est le changement de la perception du marché sur l'entreprise, perception souvent influencée par les médias. De plus, étant donné le développement accéléré des médias, l'influence que ces derniers exercent sur les investisseurs est de plus en plus étudiée par les spécialistes. Dans cette partie de notre mémoire, nous nous concentrons sur l'impact médiatique sur les marchés boursiers, surtout sur l'impact d'une fraude médiatisée.

2.2.1. Effet médiatique empiriquement significatif sur le marché boursier

2.2.1.1. Impact sur le volume de transactions

Plusieurs études récentes analysent la relation entre le volume de transactions et les activités de communication. Coval et Shumway (2001) concluent que le niveau de bruit sur le marché est lié au volume, à la volatilité et à la profondeur des marchés. Antweiler et Frank (2004) trouvent que les recommandations de titres sur Internet sont liées au volume de transactions ainsi qu'à la volatilité du rendement du titre. Pour Frieder et Subrahmanyam (2005), les investisseurs individuels préfèrent les titres de bonne réputation. C'est pourquoi, plus l'entreprise investit en publicité, plus son titre est liquide.

2.2.1.2. Impact sur le prix (rendement anormal)

L'article de Cutler, Poterba et Summers (1989) est une des premières études empiriques qui établit un lien entre la couverture médiatique et le prix des titres. Leurs résultats nous montrent que les nouvelles qualitatives n'affectent pas beaucoup le rendement anormal du marché. Klibanoff, Lamont et Wizman (1998) croient qu'une nouvelle spécifique à un pays, publiée sur la Une du *New York Times*, affecte l'évaluation du prix des fonds d'investissement à capital fixe dédiés à ce pays (*closed-end country funds*). Spécifiquement, le changement de prix est proche de l'évaluation fondamentale. C'est pourquoi l'étude conclut que les nouvelles médiatiques aident les investisseurs à réagir plus rapidement sur le marché. D'ailleurs, Tetlock *et al.* (2008) pensent que la fraction des mots négatifs dans une nouvelle médiatique peut prévoir le bénéfice et le rendement d'un titre, car cette fraction pourrait

contenir des informations qui ne sont pas encore incluses dans le prix. Tous ces résultats suggèrent que les nouvelles médiatiques intègrent des informations contribuant à l'efficacité du marché.

En contradiction avec la notion d'efficacité du marché, Fang *et al.* (2009) identifient une variation des prix des titres à la suite d'une annonce médiatique même si cette annonce ne fournit aucune information supplémentaire sur ces derniers. Par contre, la réaction du marché dans ce cas est seulement temporaire.

2.2.1.3. Impact variant selon les marchés et les types de nouvelles

Comme les études précédentes, Griffin, Hirschey et Kelly (2011) trouvent une augmentation de la volatilité du rendement pendant les jours entourant l'annonce du bénéfice. Cette augmentation est toutefois plus grande sur les marchés développés que sur les marchés en développement. Empiriquement, le prix des actions varie de plus de 50 % que la volatilité normale sur les marchés développés comme l'Allemagne, Hong Kong, la Suède, les Pays-Bas, etc. Par contre, ce chiffre est de moins de 50 % pour les marchés émergents comme la Thaïlande, le Mexique, l'Indonésie, la Chine, etc. La plupart de ces changements de volatilité s'expliquent par le changement du risque idiosyncrasique de l'entreprise. Ces résultats sont valides aussi bien pour les annonces de bénéfices que pour les nouvelles financières internationales.

2.2.2. Explications de l'effet médiatique

L'impact des médias sur le marché boursier est expliqué par deux principales raisons. D'une part, on peut considérer les médias comme étant une source d'information supplémentaire qui améliore l'efficacité du marché. D'autre part, la couverture et le traitement médiatique influencent le marché par le changement de sentiment et de perception des investisseurs. Les hypothèses ainsi que les tests statistiques pour soutenir chacune des raisons sont présentés dans les prochaines parties.

2.2.2.1. Diffusion de l'information fondamentale de l'entreprise par les médias

L'hypothèse de l'efficience du marché de Fama (1965, 1970) décrit comme efficient un marché où les prix des actifs reflètent l'ensemble de l'information disponible à leur sujet. Particulièrement, l'efficience de sens de semi-forte de marché compte aussi une information exogène qui ne provient pas du marché lui-même, mais de composantes extérieures qui affectent ce dernier. Donc, cette source, qui provient souvent des presses écrites ou des médias, est considérée comme une source secondaire d'informations sur le marché. Fama *et al.* (1969) nous présentent une méthodologie statistique pour identifier des impacts informationnels qui ont lieu pendant les jours entourant des annonces publiques : un rendement anormal significatif est remarqué à la suite de l'annonce d'une nouvelle. Grinblatt, Masulis et Titman (1984) constatent un délai d'ajustement de deux jours lors d'une annonce de divisions d'actions.

L'effet de l'annonce d'une nouvelle sur le rendement des titres est bien documenté par la finance classique. Par contre, comment cet effet change-t-il avec la publication médiatique des nouvelles ? Pour répondre à cette question, les spécialistes commencent à utiliser les bases de données contenant des publications médiatiques dans leurs études. Par exemple, Liu *et al.* (1990) examinent les recommandations du *WSJ* et identifient un impact informationnel significatif le jour de l'annonce de l'information ainsi que deux jours avant. Pour Chang *et al.* (1998), les réactions du marché aux recommandations de la colonne *Insider Trading Spotlight* du *WSJ* sont significatives du jour avant la publication jusqu'à deux jours suivant celle-ci. Ces résultats sont confirmés par Ferreira et Smith (1999) pour l'analyse de la colonne *Small Focus Column* du *WSJ*. Plus spécifiquement, étant conscients de la diffusion rapide des informations sur le marché, Martinet et Marti (2001) argumentent que les informations sur le *WSJ* pourraient être déjà connues par les investisseurs avant leurs publications dans le *WSJ*. En effet, les informations de presse écrite peuvent avoir une base commune comme l'AFP (Agence France Presse) ou encore Bloomberg. Toutefois, chaque journal possède ses propres journalistes qui cherchent les primeurs pour se différencier. C'est pourquoi ces auteurs considèrent encore le *WSJ* comme une source d'informations pertinente sur le marché financier américain.

Certaines mesures originales sont également utilisées pour quantifier les informations fournies par les nouvelles médiatiques. Ainsi, Graesser, Millis et Zwaan (1997) rappellent que les premières phrases d'un paragraphe ainsi que les titres fournissent des informations plus importantes. Lin et Hovy (1997) confirment cette dernière remarque dans le contexte des articles du *WSJ*.

Boya (2009) analyse l'impact de l'ensemble des informations exogènes et médiatisées pour la société «L'Oréal» dans la période d'analyse du 1^{er} janvier 2003 au 31 décembre 2003. D'une part, l'auteur choisit L'Oréal parce que sa grande valeur marchande (supérieure à 1 milliard d'euros) nous assure un suivi médiatique régulier et abondant. D'autre part, sachant que divers canaux informatifs compliquent l'étude d'un flux d'information médiatique, l'auteur a choisi d'utiliser quatre grands quotidiens français spécialisés dans le domaine économique et financier (*Échos, La Tribune, Le Figaro, Le Monde*). Selon Martinet *et al.* (2001), ce choix permet de profiter des caractéristiques essentielles de nouveauté et de pertinence de l'information.

Ensuite, Boya (2009) identifie les articles ayant un impact informatif sur le cours de l'actif. Les articles sont choisis seulement si leur publication est suivie par une augmentation (baisse) du prix du titre. D'ailleurs, pour quantifier cet impact informatif, un modèle de pondération de l'information est développé en se basant sur les règles de positions textuelles. D'une part, l'information principale se retrouve dans certaines parties précises d'un texte ou discours (selon Graesser *et al.* (1997) et Lin *et al.* (1997)). D'autre part, les mots clés, qui sont spécifiques au marché financier, sont colorés différemment selon son contenu positif, négatif ou neutre. Afin de définir objectivement cette coloration, une pondération basée sur la segmentation textuelle est créée.

Enfin, Boya (2009) construit une modélisation statistique spécifiquement pour examiner l'existence d'un impact des informations exogènes et médiatisées sur le cours des actifs de l'entreprise. Cette modélisation s'appuie sur les chaînes de Markov. Les variables principales sont R (la pertinence) et L (la localisation). La pertinence est évaluée en fonction de la localisation, $R=R(L)$, tandis que la localisation L , en fonction de deux paramètres : le paragraphe, noté P , et la phrase, notée S . Empiriquement, l'impact informationnel pour les articles d'*Échos* et du *Figaro* est significatif non seulement à la date d'annonce, mais aussi à la veille de cette date. C'est pourquoi, selon Boya (2009), l'utilisation des informations

publiées par la presse écrite nous permet de tirer des bénéfices sur le marché. Par contre, de nombreuses pistes de réflexion sont ouvertes. Premièrement, il vaut mieux étudier cette méthodologie sur de nombreuses firmes avant de valider ces premiers résultats. Une période d'analyse plus longue, variant idéalement entre trois et cinq ans, est aussi une autre extension à considérer. De plus, les sources d'information exogènes primaires, comme l'AFP ou Bloomberg, peuvent renforcer ces résultats.

2.2.2.2. *Effet non informatif des médias*

2.2.2.2.1. Traitement médiatique:

Effet du sentiment sur le marché boursier

DeLong, Bradford, Shleifer, Summers et Waldmann. (1990) supposent l'existence de deux types d'investisseur : le *noise trader*, qui fait des transactions selon ses sentiments, et l'investisseur rationnel (l'arbitragiste). Peu importe leur type, les investisseurs ont tous une aversion au risque et subissent une contrainte de capital dans l'établissement des prix et du rendement exigé. Sous ces hypothèses, l'arbitrage sur le marché est né par la combinaison de deux facteurs : le changement de sentiment des investisseurs irrationnels et les limites de l'arbitrage pour les agents rationnels (ex : le coût et le risque pour la vente à découvert).

Habituellement, en finance classique, les spécialistes ne tiennent pas compte de l'effet du sentiment de l'investisseur dans l'évaluation des titres. Baker et Wurgler (2006) nous montrent toutefois des évidences de l'effet du changement du sentiment sur le prix des titres. En se basant sur les hypothèses de De Long *et al.* (1990), deux chaînes de tests sont établies. La première analyse montre comment l'effet du changement du sentiment de l'investisseur varie selon les caractéristiques du titre en posant que les limites d'arbitrage ne changent pas. Selon ces auteurs, des estimateurs de sentiments peuvent être établis à l'aide des paramètres suivants : le volume de transactions, la prime de dividendes, l'escompte de *close-end funds*, le nombre et le rendement pendant le premier jour des *Initial Public Offerings* (IPOs) ainsi que les nouvelles émissions d'actions. Ensuite, ils calculent le rendement espéré des titres expliqués par ces estimateurs. De plus, pour exclure les primes de risque systématique dans l'effet de sentiment du rendement espéré des titres, les variables ont été construites de manière à être orthogonales aux facteurs macroéconomiques.

La deuxième chaîne de tests est relative à la question suivante : comment les contraintes d'arbitrage affectent-elles les différents types de titres quand le sentiment de l'investisseur est supposé être générique ? Selon D'Avolio (2002), l'arbitrage est plus coûteux et plus risqué pour les titres qui sont récemment émis, à petites capitalisations, non profitables, en très forte croissance ou en décroissance. Ces dernières caractéristiques de l'entreprise rendent aussi l'évaluation des titres plus difficile et plus subjective.

Plus concrètement, Baker et Wurgler (2006) régressent l'équation suivante :

$$E_{t-1}(R_{i,t}) = a + a_1 * T_{t-1} + b'_1 * X_{i,t-1} + b'_2 * X_{i,t-1} * T_{t-1}$$

où T_{t-1} est le vecteur de l'estimation de sentiment, $X_{i,t-1}$ est le vecteur des caractéristiques de l'entreprise, a_1 et b'_1 représentent respectivement l'effet générique du sentiment et de ses caractéristiques. Ce qui est intéressant à analyser est la valeur de b'_2 : sous l'hypothèse nulle, b'_2 est égal à 0 et correspond à l'explication de la finance classique. Cependant, sous l'hypothèse alternative, le sentiment peut provoquer de l'arbitrage sur le marché boursier.

Selon les résultats empiriques, le rendement espéré est relativement plus élevé pour des titres récemment émis, à petites capitalisations, à volatilité élevée, sans paiement de dividende, en croissance extrême ou en décroissance. Ce sont aussi les cas où l'estimateur de sentiment est faible. Cette relation nous confirme l'effet de sentiment sur l'évaluation des titres, surtout pour ceux dont l'évaluation est plus subjective ou qui sont plus difficiles à transiger.

Impact du traitement médiatique sur le sentiment des investisseurs

Le sentiment affecte le marché, mais quels sont les facteurs qui peuvent influencer le sentiment de l'investisseur ? Dans cette section, nous nous concentrons sur l'impact du traitement médiatique sur le sentiment des investisseurs.

Tetlock *et al.* (2008) testent si une simple mesure quantitative en lien avec le vocabulaire peut être utilisée pour prédire le bénéfice comptable de l'entreprise et aussi le rendement du titre. Plus spécifiquement, comment des mots négatifs des nouvelles publiées dans *Wall Street Journal* (WSJ) et *Dow Jones News Services* (DJNS) peuvent-ils affecter les

entreprises de S&P 500 dans la période se situant entre 1980 et 2004 ? En analysant le rendement des firmes individuelles, l'étude cherche à établir si les mots négatifs peuvent être utilisés pour améliorer l'attente des flux monétaires futurs de l'entreprise.

Garcia (2013) analyse le changement de prix à la suite d'annonces médiatiques publiées pendant la période de 1905 à 2005. Son estimation du sentiment de marché (à travers les médias) est établie avec la fraction des mots positifs et négatifs des articles dans deux colonnes financières du *New York Times*. Ces articles sont publiés quotidiennement et couvrent les nouvelles générales sur les marchés financiers. Contrairement à des annonces de bénéfiques ou des états financiers qui contiennent des informations techniques, ces deux colonnes de *WSJ* contiennent surtout les opinions, les explications des mouvements passés de marché et fournissent la prévision des futures réactions. Ce type de nouvelles est aussi utilisé dans les modèles de Shiller (2000) et de Tetlock (2007). Par contre, en utilisant les données d'une période de temps plus longue que celles de Tetlock (2007), Garcia (2013) a également été en mesure d'analyser le cycle d'affaires. Comme les résultats empiriques de Tetlock (2007), l'effet des nouvelles médiatiques sur le prix des titres ne dure que pendant les quelques jours suivant leur publication. Ce phénomène nous permet de conclure quant à l'impact non informatif des nouvelles médiatiques. Plus spécifiquement, l'effet médiatique sur le prix est inversé après quatre jours suivant l'annonce de la nouvelle. Garcia (2013) analyse également l'effet de sentiment sur le prix de l'actif pendant la période de 1905 à 2005, en utilisant la fraction des mots positifs et négatifs dans les nouvelles du *New York Times* et conclut que la prévisibilité du rendement par les nouvelles médiatiques est concentrée durant les périodes de récession. Pour en arriver à ce résultat, l'auteur compile les données de rendement du *Dow Jones Industrial Average* (DJIA) et se concentre sur les deux colonnes du *WSJ* (*Financial Markets* et *Topics in Wall Street*) pour mesurer le contenu médiatique. Ces deux dernières colonnes contiennent le résumé des événements sur Wall Street du dernier jour de transaction. D'ailleurs, pour qualifier le contenu des articles du *New York Times*, l'auteur utilise une approche de dictionnaire, ajustée pour quelques catégories de mots pour éviter la nuance des jargons financiers. Par exemple, le mot « dette » n'est pas considéré comme négatif dans cette étude. Pour chaque colonne i écrite à la date t , on compte le nombre de mots positifs, « $g_{i,t}$ », le nombre de mots négatifs, « $b_{i,t}$ », et le nombre total de chaque article est noté « $w_{i,t}$ ». Donc, la mesure du contenu positif de média est $G_t = \sum_i g_{i,t} / \sum_i w_{i,t}$. De la même façon,

la mesure du contenu négatif est de $B_t = \sum_i b_{i,t} / \sum_i w_{i,t}$. Le facteur de pessimisme est défini comme la différence entre ces deux dernières mesures, $P_t = B_t - G_t$.

Ensuite, Garcia (2013) analyse la relation entre le rendement de titre et la mesure des nouvelles médiatiques à travers la régression :

$$R_t = \beta * L_s(M_t) + \delta * L_s(R_t) + \psi L_s(R_t^2) + \eta X_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

où M_t est la mesure de l'effet médiatique ($M_t = G_t$ si c'est une nouvelle positive, $M_t = B_t$ si c'est une mauvaise nouvelle et $M_t = P_t = B_t - G_t$ représente le facteur de pessimisme) ; X_t est l'ensemble des variables exogènes qui incluent un terme constant, une variable binaire des jours dans la semaine et aussi une variable binaire pour la période de récession ou d'expansion. L'auteur choisit $s = 5$ comme nombre de décalages de temps dans l'équation (2). L'auteur a utilisé le modèle GARCH (1,1) pour corriger la variation temporelle de la volatilité de rendement R_t .

Cette étude établit aussi l'impact des annonces médiatiques sur le rendement du titre selon le cycle d'affaires (période de récession et période d'expansion). En se basant sur l'équation (2), l'auteur ajoute la variable binaire D_t pour séparer ces deux périodes :

$$R_t = (1 - D_t) * [\beta_1 * L_s(M_t) + \delta * L_s(R_t) + \psi L_s(R_t^2)] + D_t * [\beta_2 * L_s(M_t) + \delta * L_s(R_t) + \psi L_s(R_t^2)] + \eta X_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

Dans cette équation, le coefficient β_1 mesure l'effet médiatique sur le rendement du titre dans la période de l'expansion et β_2 est pour la période de récession. Une différence significative de l'effet médiatique entre ces deux périodes est constatée. Plusieurs tests de robustesse sont faits pour confirmer cette différence. L'auteur sépare les 100 ans de l'échantillon complet en sous-périodes qui représentent des cycles d'affaires différents et détermine ainsi les paramètres propres à chacune de ces sous-périodes. Les résultats montrent que l'effet médiatique sur le rendement du titre est plus important durant les périodes de récession.

Ferguson, Philip, Lam et Guo (2013) constatent que le volume des nouvelles médiatiques peut aussi prévoir le rendement anormal d'un titre. Par contre, son impact n'est pas aussi

significatif que le ton de la nouvelle, qui est mesuré par la fraction des mots négatifs et positifs.

2.2.2.2.2. Couverture médiatique

Selon Mitchell et Mulherin (1994), le nombre de nouvelles et l'activité du marché sont directement liés au volume hebdomadaire de transactions. Ils utilisent aussi la taille des titres des nouvelles à la une comme un proxy de l'importance de ces nouvelles.

Selon Dyck et Zingales (2003), les trois principaux canaux qui permettent aux médias d'affecter le prix de l'actif sont : le nombre d'investisseurs informés (plus ce chiffre est élevé, plus l'arbitrage est limité) ; la certification de l'information grâce à la réputation du journal (ex. : le WSJ), un facilitateur de connaissance commune (en lisant un article, on sait que les autres investisseurs sont aussi informés). Ces auteurs pensent que l'impact médiatique sur le prix du titre est plus important quand les investisseurs ont moins de sources d'informations alternatives à consulter et quand la couverture médiatique vient d'un journal de bonne réputation. D'ailleurs, ces trois canaux arrivent tous à une prédiction commune : l'effet médiatique est plus fort pendant les *boom periods*. Un exemple typique est le cas d'EntreMed (ENMD). ENMD est une petite compagnie biotechnologie dont le prix de titre a augmenté le 4 mai 1998, après l'édition du dimanche du *New York Times* concernant les résultats de la recherche sur le cancer effectué par cette entreprise. La surprise dans ce contexte est que le contenu de cet article n'est pas véridique et qu'il s'agit d'une republication d'un article publié en 1997 dans le journal *Nature*. Huberman et Regev (2001) en déduisent ainsi l'importance des nouvelles publiées par le *Times* sur le marché financier. Della Vigna et Pollet (2008) concluent que les annonces du vendredi entraînent moins de 15 % de réaction initiale et plus de 70 % de réaction décalée.

En se basant sur l'étude de Mitchel *et al.* (1994) et Dyck *et al.* (2003), Manela (2007) mesure l'effet médiatique sur le prix de l'actif d'une nouvelle sans égard à son contenu. Cet auteur suppose que tous les arbitrages sont transitoires et suivent les trois canaux d'affectation des médias sur le marché boursier de Dyck *et al.* (2003). Les deux premiers canaux supportent sa première hypothèse : le changement positif de rendement diminue avec la hausse de l'exposition médiatique. D'ailleurs, le troisième canal prévoit une augmentation du changement négatif du rendement à la suite d'une forte exposition médiatique. Le

changement de prix est mesuré par le rendement anormal cumulé (CAR) sur une fenêtre de cinq jours après la diffusion d'une nouvelle. La mesure d'exposition médiatique est obtenue par la mesure *advertising rates* qui compare l'importance d'un article publié à la Une du *WSJ* avec un article sur la dernière page d'un journal local. L'auteur calcule ensuite la valeur monétaire de la publicité médiatique en établissant la valeur publicitaire de l'espace utilisé par chaque article, puis compile ces valeurs dans le temps pour différents types de publication. En effet, si le marché de la publicité est compétitif, alors le prix de l'espace de publicité reflète la valeur marginale de l'article publié. Ainsi, pour chaque article étudié, l'auteur calcule son degré d'exposition médiatique qui est égal au prix régulier du *colum-inch*. Spécifiquement, un article du dimanche est distribué avec une prime de 20 % supplémentaire en raison du plus large lectorat. Si un article est à la Une du journal, alors son degré est multiplié par cinq. La variable agrégée $MediaExposure_t$ est la somme des degrés de tous les articles publiés entre la fermeture du marché le jour précédent et celle du jour t .

$$|MarketAdjustedReturn_t| = 3,72 + 1,48 * MediaExposure_t + \varepsilon_t \quad (\text{avec } R = 0,3)$$

$$Volume_t = 0,18 + 0,23 * MediaExposure_t + \varepsilon_t \quad (\text{avec } R = 0,57)$$

La variable $MediaExposure$ a un coefficient statistiquement significatif (au seuil de 1 %). Ces derniers résultats nous indiquent que $MediaExposure$ est un bon indice pour mesurer l'effet de la couverture médiatique sur le prix des titres. D'ailleurs, l'auteur identifie empiriquement une relation négative entre $MediaExposure$ et CAR, ce qui est cohérent avec ses hypothèses initiales (c.-à-d. une preuve de l'inefficience des marchés). Par contre, cela n'implique pas nécessairement l'effet causal de l'exposition médiatique sur le rendement du titre. Il est possible que cette relation vienne du biais de la construction des variables ou qu'il existe un autre facteur qui affecte en même temps l'exposition médiatique et le rendement du titre.

2.2.2.2.3. *Biais médiatique*

Par ailleurs, les annonces médiatiques reflètent non seulement les informations sur le marché, mais aussi le biais des journalistes, de l'éditeur et du propriétaire du journal. Ce biais peut provoquer le scepticisme des lecteurs à l'égard des nouvelles émises par certains médias et peut, par conséquent, mitiger la réaction du marché à l'égard de certaines nouvelles émises.

Selon Baron (2006), ce biais médiatique se présente, d'une part, par la couverture médiatique et, d'autre part, par le traitement médiatique. Le propriétaire d'un journal, ou encore un journaliste, peut décider de publier un article plutôt qu'un autre selon ses propres préférences. D'ailleurs, une fois qu'elle est publiée, une même information pourrait être exprimée sur différents tons et donc induire des perceptions différentes chez les lecteurs selon la perspective ou les objectifs du journal.

2.2.3. Effet de causalité des médias sur le marché financier

Les sections précédentes ont fait état de résultats empiriques et d'explications quant à l'impact des médias sur le marché boursier. Toutefois, une question s'impose : est-ce que l'effet médiatique a vraiment un effet de causalité sur les marchés financiers ? Ou est-ce que les médias reflètent simplement les changements du marché ? Pour répondre à ces questions, cette section présente deux articles : celui de Dougal *et al.* (2012) et celui d'Engelberg *et al.* (2011).

Dougal *et al.* (2012) nous présentent le cas spécifique d'articles qui ont pu avoir un effet de causalité sur le marché. En effet, dans la période couvrant les années 1970 à 2007, ces auteurs trouvent que le rendement à court terme sur le *Dow Jones Industrial Average* (DJIA) peut être prévu par le résumé des nouvelles de marché les plus utilisées, soit le *Wall Street Journal's Abstract of the Market*. Pour ce faire, une régression linéaire a été estimée en utilisant comme variable dépendante le rendement extraordinaire quotidien (sur l'indice *DJIA*) et diverses variables de contrôle, comme le rendement historique, l'effet de temps, le volume, etc. Spécifiquement, l'ajout du nom du journaliste sur un article du *WSJ* augmente de 30 % à 40 % la capacité relative de prévisibilité des variables de contrôle. Cette conclusion est surprenante, car un seul journaliste ne peut pas posséder assez d'information pour influencer le marché en entier : il aura, tout au plus, un impact à très court terme. Par contre, la preuve empirique de la capacité à prévoir des rendements à travers les médias dure plus d'un jour après l'annonce médiatique. Cette capacité est plus significative en période de récession. Cependant, ces auteurs sont conscients des enjeux contenus dans la conclusion de l'effet causal des médias sur le marché. D'une part, la sélection des journalistes peut être non orthogonale au rendement futur du marché. D'autre part, leurs résultats peuvent être dus au *data mining*.

Dans le même ordre d'idées, au lieu d'étudier spécifiquement les journalistes comme l'ont fait Dougal *et al.* (2012), Engelberg *et al.* (2011) différencient les impacts selon les journaux. Une question problématique a été soulevée par Engelberg *et al.* (2011) : est-ce que la couverture médiatique peut changer le comportement de l'investisseur ? Pour répondre à cette question, l'étude compare les comportements des investisseurs par rapport à différentes couvertures médiatiques, et ce, pour un même événement. Deux approches sont proposées. La première est d'établir des événements dont les déterminants relatifs à la couverture médiatique et à la réaction du marché diffèrent. Cette méthode est aussi utilisée par Huberman et Regev (2001). Cette approche est inspirée d'un cas réel. Ainsi, la publication d'une invention d'Entremed Inc. dans le *New York Times* (NYT) a quadruplé le prix de ce titre après un jour. Aucune réaction du marché n'a été remarquée lorsque cette nouvelle a été publiée dans des journaux scientifiques. À cet égard, Engelberg *et al.* (2011) posent la question suivante : est-ce que tous les déterminants de la couverture médiatique et des marchés boursiers ont été complètement contrôlés (ce qui est particulièrement difficile à confirmer lorsque ces déterminants sont mesurés avec du bruit ou sont simplement non observables). Pour éviter ces problèmes méthodologiques, Engelberg *et al.* (2011) utilisent une deuxième approche (analyse transversale). L'idée principale de cette approche est de regrouper les agents en deux groupes qui ont les mêmes informations à l'égard de certains événements et qui se différencient seulement par la couverture médiatique. Cette approche est utilisée par plusieurs études précédentes. Ces auteurs sont toutefois les premiers à l'appliquer dans le contexte du marché boursier. L'avantage le plus important de l'approche transversale est d'éliminer les réactions du marché face à l'information fondamentale et donc isoler l'effet de la couverture médiatique.

L'étude formalise le problème par un modèle de demande de l'investisseur : $D(X, M(X, Y))$ où M est la couverture médiatique, X sont les caractéristiques potentielles déterminant la couverture médiatique et la demande de l'investisseur et Y sont les caractéristiques qui influencent seulement la couverture médiatique. Par exemple, X capture des innovations ou des informations fondamentales de l'entreprise alors qu' Y pourrait rendre compte d'un scandale dans la vie personnelle d'un gestionnaire de cette entreprise.

La dérivée totale de l'équation est :

$$dD = \frac{\partial D}{\partial X} dX + \frac{\partial D}{\partial M} * \frac{\partial M}{\partial X} dX + \frac{\partial D}{\partial M} * \frac{\partial M}{\partial Y} dY$$

Le premier terme représente comment l'investisseur réagit en lien avec les informations fondamentales d'un titre, le deuxième capture l'impact de la diffusion de ces informations fondamentales sur le marché à travers la couverture médiatique. Le dernier est la partie de l'effet médiatique (qui n'est pas lié à l'événement fondamental, mais est plutôt établi par le traitement et les biais médiatiques).

L'hypothèse nulle est posée comme suit : $D = D(X)$ qui implique que les médias n'ont aucun impact sur le comportement de l'investisseur (ou que les deuxième et troisième termes de l'équation sont nuls). Une autre hypothèse de condition posée dans cette analyse transversale est l'homogénéité de la réaction des investisseurs face à l'événement X. De plus, plusieurs variables de contrôle sont ajoutées dans cette analyse pour éliminer les facteurs spécifiques de l'entreprise et de chaque région, qui peuvent affecter le marché boursier. Le but est d'isoler l'effet des différentes couvertures médiatiques sur le comportement de l'investisseur face à la même information. Le problème est représenté par la régression multivariée suivante :

$$\text{Log}(\text{LocalTradingVolume}_{i,j,t}) | \text{Earnings}_{j,t} = \alpha + \delta * \text{LocalMediaCoverage}_{i,t} + \theta * \text{FirmAttributes}_{i,t} + \zeta \text{EarningsSurprises}_{j,t} + \gamma * \text{MediaFixedEffects}_i + \sigma * \text{CityFixedEffects} + \varepsilon_{i,t}$$

où $\text{LocalTradingVolume}$ est le volume de transaction au local i dans les jours 0, 1, 2 suivant la date de l'annonce de bénéfice de l'entreprise j . $\text{LocalMediaCoverage}$ égale à 1 si le journal local publie cette nouvelle. Les autres sont des variables contrôles sous forme binaire, sauf pour FirmAttributes qui représente la capitalisation boursière de la firme. Les résultats empiriques nous montrent une forte corrélation entre la couverture médiatique locale et le volume de transactions locales. Par contre, est-ce que ce résultat est suffisant pour conclure à un effet causal des médias sur le marché boursier ? Autrement dit, la couverture médiatique locale refléterait-elle simplement le changement du marché boursier, plutôt que le causer ? Pour bien l'illustrer, une situation hypothétique est que le journal local couvre seulement des nouvelles de titres boursiers intéressants suggérés par des investisseurs locaux. Engelberg *et al.* (2011) proposent l'ajout de variables de contrôles et des tests spécifiques pour résoudre ce problème. Engelberg *et al.* (2011) ajoutent des variables de contrôle pour mesurer l'intérêt

préexistant du marché pour certains titres. Ces auteurs utilisent des codes postaux pour identifier les 19 régions de transactions mutuellement exclusives qui correspondent aux grandes villes des États-Unis. Pour toutes les annonces de bénéfices des entreprises du S&P 500, ils pensent que la couverture médiatique peut prédire fortement les transactions locales (toutes choses étant égales par ailleurs : comme le bénéfice, les investisseurs, les caractéristiques du journal). Plus spécifiquement, en ajoutant la variable qui représente la perturbation de la livraison du journal à l'investisseur local, la corrélation entre la couverture médiatique et le volume de transactions disparaît même si elle est très significative dans les tests précédents. Ces résultats permettent de conclure à l'effet causal des médias sur le comportement de l'investisseur. D'autres avenues de recherche pourraient toutefois permettre de bonifier cette étude : telles qu'établir les autres sources d'information (télévision, Internet, radio, etc.) ou encore documenter les mécanismes spécifiques qui induisent les impacts médiatiques.

2.2.4. Tests d'hypothèse pour vérifier les explications de l'effet médiatique

La plupart des spécialistes sont d'accord pour conclure à l'importance de l'effet médiatique sur les marchés financiers. Quelle est toutefois la meilleure explication de ce phénomène ? Cette section présente des tests d'hypothèse qui comparent les différentes explications de ce phénomène. Ces explications sont divisées en deux sujets d'intérêt : l'effet de la couverture médiatique et l'effet du traitement médiatique.

2.2.4.1. La couverture médiatique et le marché financier

Fang *et al.* (2009) analysent la relation entre le rendement des titres et la couverture médiatique en se basant sur l'idée que les médias peuvent alléger les frictions informationnelles et donc affecter le prix des titres même s'ils ne diffusent pas d'informations importantes. Trois explications détaillées sont données quant à l'effet médiatique : i) renversement des tendances à court terme et des tendances continues ; ii) contraintes de liquidité ; iii) frictions d'information.

Selon l'hypothèse du renversement des tendances à court terme et des tendances continues de Chan (2003), la publication médiatique d'un faible rendement de l'entreprise

provoque un rendement négatif pendant plus de 12 mois. Par contre, si cette mauvaise nouvelle n'est pas publiée par les médias, le rendement négatif dure moins longtemps et s'inverse dans le temps. Ces résultats supportent l'hypothèse que le rendement d'un titre sans couverture médiatique est plus élevé que celui avec une couverture médiatique. Fang *et al.* (2009) testent cette hypothèse avec un portefeuille en vendant les titres qui profitent d'une couverture médiatique et en achetant des titres sans couverture médiatique. Empiriquement, leurs résultats ne supportent pas l'hypothèse de Chan (2003). Par contre, la raison de cette incohérence pourrait être que la mesure de la couverture médiatique de Fang *et al.* (2009) n'est pas pertinente pour la définition de *news loser* (i.e le faible rendement des entreprises ayant des *headline news*) de Chan (2003). Ainsi, à la fois les titres de « forte couverture médiatique » (92 %), mais aussi ceux « sans couverture médiatique » (76 %) ont des *headlines news*.

La deuxième hypothèse (contraintes de liquidité) suppose que l'effet médiatique entraîne un arbitrage d'échange sur le marché. Cet arbitrage persiste s'il existe des obstacles qui empêchent les agents d'en bénéficier. Alternativement, il est possible que la différence de rendement ne reflète pas les difficultés à réaliser un arbitrage de marché, mais présenterait plutôt une bonne compensation pour les risques qui ne sont pas capturés par les facteurs standards. Si l'hypothèse de non-liquidité est vraie, alors le rendement anormal dû à l'effet médiatique se concentre principalement sur des titres non liquides. Les quatre mesures de non-liquidité utilisées sont : le ratio de non-liquidité d'Amihud (2002)³, l'écart de *bid-ask*, le volume de transaction (en dollars) et le prix. Les résultats empiriques de Fang *et al.* (2009) sont mixtes. En effet, l'écart *bid-ask* et le prix supportent l'hypothèse de non-liquidité : l'effet médiatique est ainsi le plus significatif pour les titres de grand écart *bid-ask* et les titres de bas prix. Par contre, selon le volume de transaction (en dollars) et le ratio de non-liquidité d'Amihud (2002), l'effet médiatique est plus fort pour les titres ayant un niveau de liquidité intermédiaire. Le plus surprenant est que cet effet médiatique disparaît pour les titres les plus difficiles à liquider. Une des explications de ce phénomène est que le marché est assez large pour supporter les arbitrages.

³ Le ratio de non-liquidité d'Amihud est calculé par le rendement quotidien du titre divisé par son volume de transaction quotidien.

La dernière hypothèse se base sur celle de Merton (1987). En vertu de cette hypothèse, les titres moins connus devraient offrir un rendement plus élevé à leurs investisseurs pour compenser leur diversification imparfaite. Cette dernière hypothèse est nommée l'«hypothèse de reconnaissance». En effet, les médias peuvent rendre un titre plus connu et donc réduire la prime de rendement espérée pour sa diversification imparfaite. Fang *et al.* (2009) testent cette hypothèse en utilisant des mesures d'information telles que le suivi du titre par les analystes et le pourcentage des actions détenues par des investisseurs individuels. Plus spécifiquement, ils argumentent qu'un faible suivi par les analystes et un pourcentage de détention institutionnelle faible caractérisent les titres de faible reconnaissance. En pareil cas, de tels titres devraient être sujets à un effet médiatique important. Merton (1987) propose d'ailleurs que le risque spécifique de l'entreprise vient en partie du manque de reconnaissance du titre par les investisseurs. C'est pourquoi les deux mesures supplémentaires quant au coût de l'asymétrie d'information sont la volatilité du risque spécifique et le ratio de cette volatilité sur le nombre d'actionnaires de l'entreprise. Si la couverture médiatique augmente la reconnaissance du titre par les investisseurs et améliore la diversification, l'effet médiatique devrait être plus grand pour les titres avec une volatilité du risque spécifique plus élevée et une volatilité du risque spécifique par actionnaire plus élevée. La volatilité du risque spécifique d'une entreprise est mesurée par l'écart-type du rendement anormal du titre à l'aide du modèle à trois facteurs de Fama-French. Empiriquement, les résultats montrent que l'effet médiatique est plus important pour les titres avec un faible suivi des analystes et ceux ayant un grand pourcentage de possession individuelle. Ces résultats supportent l'hypothèse de Merton (1987).

Ces trois hypothèses sont testées en utilisant les données de toutes les entreprises du NYSE et 500 autres (tirées au hasard) provenant du NASDAQ, entre le 1^{er} janvier 1993 et le 31 décembre 2002. Les titres dont le prix se situe sous les 5 \$ sont exclus de l'échantillon pour assurer que le résultat ne soit pas biaisé par l'inclusion de titres à faibles capitalisations, peu liquides ou ayant un écart *bid-ask* élevé. L'étude se concentre sur quatre journaux américains : le *New York Times* (NYT), *USA Today* (USAT), le *Wall Street Journal* (WSJ) et le *Washington Post* (WP). Les modèles univariés et multivariés sont utilisés. Pour le premier modèle, trois portefeuilles de couverture médiatique sont utilisés : sans couverture, avec une faible couverture et avec une forte couverture. La couverture médiatique est mesurée par la statistique non conditionnelle et la statistique conditionnelle tandis que la couverture non

conditionnelle représente la fraction des entreprises suivies par chaque source médiatique (un des quatre journaux mentionnés ci-dessus), la couverture conditionnelle tient compte du nombre d'articles journalistiques pour chaque titre. Empiriquement, la couverture médiatique est considérée comme une caractéristique stable de l'entreprise. Notons que 83 % des titres sans couverture médiatique sur un mois donné continuent à ne pas être suivis par les médias le mois suivant. Ce phénomène est également observé pour 49 % des titres ayant une forte couverture médiatique. Les auteurs calculent ensuite la différence de rendement moyen entre ces portefeuilles et les variables de contrôle comme la taille de l'entreprise, le ratio *book to market*, la liquidité, etc. Dans la plupart des sous-échantillons, les auteurs identifient une différence significative de rendement entre les titres sans couverture médiatique et avec une forte couverture médiatique. Cette différence est particulièrement forte pour les petits titres, les titres peu suivis par les analystes, les titres à forte détention individuelle et les titres à volatilité idiosyncrasique élevée. Ces résultats nous permettent de conclure statistiquement à une prime pour les titres sans couverture médiatique. Cette prime se situe entre 8 et 12 % par an après un ajustement pour le risque.

Pour le modèle multivarié, le portefeuille sans investissement net est composé de trois portefeuilles, selon leur couverture médiatique. Sa composition vient de la vente des titres à forte couverture médiatique et par l'achat de ceux sans couverture médiatique. Les rendements temporels sont régressés avec quatre modèles : le modèle de marché, le modèle de trois facteurs de Fama-French (1993) (en ajoutant le facteur de taille, SMB et le facteur de *book to market*, HML), le modèle de quatre facteurs de Carhart (1997) (en ajoutant le facteur de *momentum*, UMD) et le modèle de cinq facteurs, en ajoutant le facteur de liquidité de Pastor et Stambaugh (2003). Empiriquement, sauf pour le facteur de marché, les coefficients sont positifs pour le portefeuille sans investissement net. L'étude a permis de noter une prime de rendement significative pour l'absence de couverture médiatique d'un titre. En moyenne, un titre sans couverture médiatique offre un rendement supplémentaire de 0,2 % par mois par rapport à celui avec une couverture médiatique. Cet effet s'explique par l'hypothèse de non-liquidité et celle de reconnaissance de l'investisseur. D'ailleurs, la couverture médiatique est corrélée positivement, mais non subsumée, avec la volatilité spécifique ainsi qu'avec le risque estimé par l'analyste. En effet, si un titre ayant un risque spécifique plus élevé ou jugé plus risqué par les analystes a un rendement plus faible, alors une forte couverture médiatique affecte aussi le rendement du titre à la baisse. La première corrélation (entre la couverture

médiatique et la volatilité spécifique) représente le rôle des médias qui permet d'inclure les informations spécifiques de l'entreprise dans l'évaluation du prix du marché. D'ailleurs, la deuxième corrélation positive (entre la couverture médiatique et la prévision de risque des analystes) montre que les médias diffusent les informations de façon très générale sur le marché.

Outre Fang *et al.* (2009), Peress (2014) s'intéresse aussi aux explications des effets de la couverture médiatique sur le marché financier. Son étude vise à répondre à la question suivante : « Est-ce que les journaux aident à incorporer les nouvelles dans les prix ou est-ce que les publications ne causent que du bruit pour un titre spécifique ? ». Pour résoudre ce problème, cet auteur nous propose de comparer la réaction du marché à la sortie d'une nouvelle lorsque les journaux sont en grève avec la réaction du marché lors d'une journée de parution. Trouver des événements comparables de cette façon est toutefois très problématique, car l'échantillon devient alors très petit. C'est pourquoi l'auteur a choisi d'étudier la corrélation des rendements entre les différents jours $t-1$, t , $t+1$. En effet, sous l'hypothèse de diffusion de l'information, la grève médiatique diminue la corrélation des rendements entre les jours $t-1$ et t , mais augmente celle entre t et $t+1$ et entre $t-1$ et $t+1$. D'ailleurs, sous l'hypothèse de diffusion de bruits, il n'y a aucun effet de la grève médiatique sur la corrélation du rendement entre $t-1$ et $t+1$, entre $t-1$ et t , mais celle entre T et $t+1$ est augmentée.

En se basant sur la théorie de l'attention rationnelle (*rational attention*), les investisseurs rationnels, ayant une capacité cognitive limitée, cherchent en priorité les informations sur les composantes du rendement qui sont communes à plusieurs titres, comme les informations concernant le marché et l'industrie (la partie systématique). Dans cette perspective, la grève d'un journal est considérée comme un événement qui augmente le coût de l'information. En effet, les investisseurs vont continuer à étudier les informations sur le risque systématique et ignorer le risque spécifique de l'entreprise. C'est pourquoi Peress (2014) examine si le marché boursier est différent quand la plupart des journaux d'un pays sont en grève. L'étude événementielle est utilisée pour comparer le comportement du marché boursier un jour de grève et celui observé dans 100 jours centrés autour du jour de grève ($t=0$).

Pour les variables du marché boursier, l'auteur calcule la «rotation de l'action»⁴ de chaque entreprise, et ce, à chaque jour. Pour la variabilité du rendement du titre, trois mesures sont proposées : Abs Return⁵, Range⁶ et Dispersion⁷. Les grèves sélectionnées aux fins de l'étude doivent : i) influencer le journal au niveau national ; ii) concerner seulement le secteur médiatique (exclure les grèves affectant plusieurs secteurs) ; iii) avoir lieu dans les jours où le marché boursier est ouvert. De 1989 à 2010, l'auteur a identifié 52 grèves de journaux qui correspondaient à ces critères et qui sont concentrés dans quatre pays : France, Grèce, Italie et Norvège.

L'auteur utilise deux types de tests : le test paramétrique qui suppose que l'erreur est distribuée normalement et le test non paramétrique qui est relatif au rang des variables. À l'aide de ces deux tests, l'auteur remarque que le comportement du rendement absolu varie inversement à la rotation, à la dispersion et à l'écart de prix. Toutes ces variables diminuent le jour de grève à l'exception de la valeur absolue du rendement. Ces résultats nous permettent de tirer les conclusions suivantes.

Premièrement, la comparaison du rendement absolu et de la rotation montre que les nouvelles continuent à être reflétées sur le prix agrégé des titres du marché (la valeur absolue du rendement du marché ne diminue pas) même si beaucoup d'investisseurs ne participent plus au marché (la rotation diminue) en raison des grèves. Ce résultat nous permet de conclure que les médias ne peuvent pas être la principale source d'information efficiente pour le marché agrégé, mais qu'ils demeurent importants pour la propagation d'informations entre investisseurs.

Deuxièmement, la comparaison entre la performance anormale et le changement de la volatilité nous indique que les médias ont un impact sur le prix du titre individuel, mais n'affectent pas le marché total. Ce phénomène s'explique par la diminution du bruit associé à une entreprise spécifique et aussi par les théories de l'attention rationnelle.

⁴ Relation entre le rendement des titres et la couverture médiatique.

⁵ Valeur absolue du rendement (*Abs Return*) = $\ln(1 + |\text{moyenne de rendement quotidien du marché boursier}|)$.

⁶ Écart (*Range*) = $\log(\text{prix le plus élevé dans la journée} / \text{prix le plus faible dans la journée})$.

⁷ Dispersion = $\log(\text{écart-type en coupe transversale de l'excès de rendement où l'excès de rendement} = \text{rendement du titre individuel} - \text{rendement du marché de ce pays})$.

Enfin, la différence entre le changement de rendement du marché et de la moyenne de l'écart nous montre que les prix extrêmes sont réduits dans les jours de grève. Ainsi, les médias attirent moins les investisseurs qui sont sensibles au prix (*noise broker*). Leur transaction n'est pas liée aux informations fondamentales, mais est plutôt motivée par les chocs de liquidité, les opportunités d'investissement privé, le besoin de balancer leurs portefeuilles ou par l'irrationalité (par exemple la surconfiance, la surréaction ou encore l'effet de groupe).

Empiriquement, lors de grèves de journaux, le volume de transactions est réduit de 12 %, la dispersion du rendement des titres et leur volatilité diminuent de 7 % même si le rendement total n'est pas affecté. Avec les titres rangés par quintiles selon sa capitalisation boursière, l'effet de grève est plus fort pour les trois derniers quintiles (de 15 % à 16 %). Les investisseurs individuels semblent plus affectés par ces grèves, car ils ne peuvent accéder à des services professionnels comme Bloomberg pour les informations pertinentes (et détiennent également plus de titres à faible capitalisation). Bref, les résultats de cet article sont compatibles avec l'hypothèse de diffusion de l'information.

2.2.4.2. *Le traitement médiatique et le marché financier*

Tetlock (2007) teste si le pessimisme médiatique est : (1) un proxy du sentiment de l'investisseur ; (2) contient vraiment des informations négatives et fondamentales sur le titre qui n'ont pas encore été incluses récemment dans le prix de ce titre. En effet, selon l'hypothèse de proxy de sentiment (1), un fort pessimisme médiatique est suivi par une courte période de faible rendement et prévoit une augmentation des rendements futurs à long terme. Par contre, selon l'hypothèse alternative (2), le pessimisme des médias provoque la baisse de rendement des titres : cette baisse est présente à court terme et persiste à long terme. De plus, l'auteur propose un scénario intermédiaire des deux hypothèses, où les investisseurs surréagissent aux informations fondamentales qui sont fournies par les médias. En effet, l'auteur utilise le vecteur autorégressif (VAR) pour estimer simultanément la relation entre le rendement, le volume et le facteur de pessimisme.

$$\text{Dow}_t = \alpha_1 + \beta_1 * L_5 (\text{Dow}_t) + \gamma_1 * L_5 (\text{BdNws}_t) + \delta_1 * L_5 (\text{Vlm}_t) + \lambda_1 * \text{Exog}_{t-1} + \varepsilon_{1,t}$$

Tetlock obtient les rendements quotidiens du 1^{er} janvier 1984 au 17 septembre 1999 du *Dow Jones Industrial Average* (variable dépendante Dow_t). Les variables endogènes de cette régression sont le rendement du Dow, le facteur de pessimisme médiatique $BdNws$ et le volume de transaction Vlm . Les variables exogènes sont les *lags* 5 du résidu du Dow (comme proxy de la volatilité passée du titre), la variable binaire des journées de la semaine et du mois de janvier (pour contrôler les rendements anormaux potentiels) et une variable binaire pour l'écrasement boursier du 19 octobre 1987. En assumant l'indépendance et l'hétéroscédasticité des termes d'erreurs et dans le temps, le VAR est équivalent au test de causalité de Granger.

L'auteur mesure le pessimisme médiatique en utilisant le programme *General Inquirer* du dictionnaire psychosocial de Harvard. Il fait aussi des régressions pour tester la pertinence du GI. Si ce facteur de pessimisme est vraiment un proxy du sentiment des investisseurs, alors les catégories du GI qui expriment le pessimisme devraient avoir autant de relation avec le rendement futur que le facteur de pessimisme. Les résultats statistiques des catégories de mots négatifs et de mots faibles du GI nous montrent une forte réversion de rendement du deuxième au cinquième jour. Cet effet est même plus important que celui du facteur de pessimisme médiatique et du rendement futur. Empiriquement, le résultat trouvé supporte l'hypothèse que le pessimisme médiatique est un proxy du sentiment de l'investisseur.

En s'inspirant de De Long *et al.* (1990) et Tetlock (2007) examine aussi si le sentiment des investisseurs joue un rôle important dans l'évaluation des titres à faible capitalisation. Pour ce faire, il utilise les données quotidiennes du *Small Minus Big* (SMB) de Fama *et al.* (1993) comme indice des titres à petite capitalisation. Ce choix s'explique par la faible corrélation entre le *SMB* et l'indice de Dow Jones. L'auteur utilise le même VAR que ci-haut en remplaçant le Dow par *SMB*. Empiriquement, la variable de pessimisme médiatique a un effet significatif sur la prédiction du rendement des firmes de faible capitalisation.

Les tests de robustesse et l'analyse de sensibilité permettent à l'auteur de déterminer si la qualité de la prédiction du pessimisme médiatique est concentrée sur les quelques heures après la sortie de la nouvelle ou ou bien elle se disperse uniformément dans la journée de la transaction. Par ces tests, l'auteur conclut que l'impact du pessimisme médiatique sur le marché est plus important pendant la première journée suivant l'annonce et que cet effet est renversé partiellement ou totalement quelques jours plus tard (selon la mesure de sentiment utilisée). En conclusion, selon Tetlock (2007), le pessimisme de la nouvelle médiatique

portant sur une entreprise prévoit une baisse du prix de son titre et une reprise ultérieure. Autrement dit, le traitement médiatique affecte le marché financier par le sentiment de l'investisseur plutôt que par la diffusion d'informations fondamentales sur l'entreprise.

Dans la même perspective que celle de Tetlock (2007), Garcia (2013) se pose aussi la même question : est-ce le sentiment ou l'information supplémentaire qui induit un effet médiatique sur le marché boursier ? Pour tester l'hypothèse alternative concernant l'existence de l'information supplémentaire, l'auteur observe les rendements quotidiens du *DJIA*. Si le *New York Times* contient de l'information supplémentaire qui n'est pas encore incluse dans le prix du marché, on ne peut pas prévoir le rendement des titres après l'ouverture de NYSE, car le marché va incorporer les nouvelles informations dans le prix rapidement. Par contre, selon ses résultats empiriques, les mesures médiatiques peuvent prévoir le rendement des titres même après l'ouverture de NYSE. Ce fait nous aide à rejeter l'hypothèse alternative concernant la diffusion des informations supplémentaires sur le marché par les médias. Ce résultat est cohérent avec celui de Tetlock (2007). D'autre part, pour se différencier, Garcia concentre son étude dans les périodes de récession économique. Cette approche s'inspire de la littérature psychologique selon laquelle la réaction face aux nouvelles des investisseurs est plus significative pendant des périodes d'anxiété ou de peur (par exemple, lors d'une récession économique). Le changement d'une unité d'écart-type de la variable « sentiment » prévoit un changement de rendement quotidien moyen du *DJIA* (*Dow Jones Industrial Average*) de 12 points de base pendant la période de récession tandis que, dans une période d'expansion, ce changement est de seulement 3,5 points de base.

D'ailleurs, l'auteur analyse aussi la relation entre le volume de transactions et l'effet médiatique. L'hypothèse qui se pose est que les investisseurs naïfs vont surréagir aux nouvelles médiatiques. Alternativement, si l'investisseur est rationnel et informé, les médias ne peuvent pas affecter le volume de transactions. Encore une fois, de manière cohérente avec les résultats de Tetlock (2007), Garcia (2013) croit aussi que les jours où des nouvelles médiatiques optimistes ou pessimistes sont publiées ont des volumes de transactions élevés.

En conclusion, cette étude nous montre que les médias affectent le mouvement du marché boursier, non seulement par la diffusion de l'information, mais surtout, à travers leur traitement qui affecte le sentiment des investisseurs. De plus, cet impact est plus significatif

en période de récession. Le tableau 2 ci-dessous nous aide à résumer les articles principaux concernant l'effet médiatique sur le marché boursier.

Tableau 2: Revue de littérature des effets médiatiques

Ce tableau résume les articles mentionnés dans la section ci-dessus sur les effets des nouvelles médiatiques sur le marché financier en général et sur les entreprises spécifiques. Les noms d'auteurs, les critères étudiés et les résultats empiriques ainsi que leurs explications sont présentés pour chaque article à chaque ligne.		
Auteurs	Critères examinés	Résultats empiriques — Explications/hypothèses
Cutler <i>et al.</i> (1989)	Rendement de titre	Les nouvelles qualitatives n'affectent pas beaucoup le rendement anormal du marché
Liu <i>et al.</i> (1990)	Impact informatif	Un impact informationnel est significatif le jour de l'annonce de l'information ainsi que deux jours avant en examinant les recommandations du <i>WSJ</i> .
Mitchell <i>et al.</i> (1994)	Volume de transaction	i) Le lien entre le nombre de nouvelles et le volume de transactions hebdomadaires ; ii) La taille des titres des nouvelles à la Une comme un proxy de l'importance de ces nouvelles.
Lin <i>et al.</i> (1997)	Impact informatif	Impact informationnel des premières phrases d'un paragraphe ainsi que les titres, surtout dans le contexte des articles du <i>WSJ</i> .
Klibanoff <i>et al.</i> (1998)	Rendement de titre	L'impact d'une nouvelle spécifique à un pays publié à la Une du <i>New York Times</i> sur l'évaluation du prix des fonds d'investissement à capital fixe dédiés à des pays (<i>closed-end country funds</i>).
Chang <i>et al.</i> (1998)	Réaction de marché	Les réactions du marché aux recommandations de la colonne <i>Insider Trading Spotlight</i> du <i>WSJ</i> sont significatives le jour avant la publication et jusqu'à deux jours suivant celle-ci.
Huberman <i>et al.</i> (2001)	Couverture médiatique	L'importance des nouvelles publiées par le <i>NYTimes</i> sur le marché financier.
Martinet <i>et al.</i> (2001)	Source d'informations	Les informations dans le <i>WSJ</i> pourraient être déjà connues par les investisseurs avant leurs publications dans le <i>WSJ</i> , mais le <i>WSJ</i> est encore choisi comme source pertinente pour les investisseurs américains.
Dyck <i>et al.</i> (2003)	Rendement de titre	L'impact médiatique des nouvelles sur le prix du titre plus important dans le contexte de moins de source d'information alternative et de ces nouvelles venant de sources bien réputées.
Antweiler <i>et al.</i> (2004)	Volume de transaction	Les recommandations de titres sur Internet liées au volume de transactions ainsi que la volatilité de rendement de titre.
Frieder <i>et al.</i> (2005)	Volume de transaction	Pour une entreprise, corrélation positive entre l'investissement en publicité et la liquidité de son titre.
Baker <i>et al.</i> (2006)	Effet du sentiment	Les titres dont l'estimateur de sentiment est faible ont le rendement espéré relativement plus élevé, ce qui supporte l'effet de sentiment sur l'évaluation des titres.
Baron (2006)	Biais médiatique	Les annonces médiatiques reflètent non seulement les informations sur le marché, mais aussi le biais des journalistes, de l'éditeur et du propriétaire.

Manela (2007)	Rendement de titre	Une corrélation négative entre l'exposition médiatique et le rendement anormal cumulatif et l'effet d'asymétrie entre une exposition médiatique positive et une position négative.
Tetlock (2007)	Effet du sentiment	L'impact à très court terme du pessimisme médiatique sur le marché, ce qui supporte l'hypothèse de considérer le pessimisme médiatique comme le proxy du sentiment de l'investisseur.
Tetlock <i>et al.</i> (2008)	Rendement de titre	La prévisibilité de la fraction des mots négatifs dans une nouvelle médiatique sur le bénéfice et le rendement d'un titre.
Della Vigna <i>et al.</i> (2008)	Couverture médiatique	Les annonces le vendredi entraînent moins de 15 % de réaction initiale et plus de 70 % de réaction décalée.
Fang <i>et al.</i> (2009)	Rendement de titre	Une variation temporaire du prix des titres à la suite d'une annonce médiatique bien qu'aucune information supplémentaire ne soit fournie.
Fang <i>et al.</i> (2009)	Rendement de titre	Allégation des frictions informationnelles par les médias bien qu'aucune information importante ne soit diffusée, en déduisant une diminution de la prime de rendement espérée pour sa diversification imparfaite.
Boya (2009)	Impact informatique	Impact informationnel significatif des articles d' <i>Echos</i> et du <i>Figaro</i> à la date d'annonce ainsi qu'à la veille de cette date, dans le contexte d'étude sur la société L'Oréal.
Griffin <i>et al.</i> (2011)	Volatilité du rendement	Une augmentation de la volatilité du rendement les jours autour de l'annonce du bénéfice, surtout pour les marchés développés.
Engelberg <i>et al.</i> (2011).	Effet de causalité	i) Une forte corrélation entre la couverture médiatique locale et le volume de transactions locales; ii) L'effet causal des médias sur le comportement de l'investisseur.
Dougal <i>et al.</i> (2012)	Effet de causalité	La prévisibilité du rendement à court terme sur le <i>Dow Jones Industrial Average</i> (DJIA) dans la période de 1970 à 2007, par les nouvelles venant du <i>Wall Street Journal's Abstract of the Market</i> .
Garcia (2013)	Effet du sentiment	L'impact sentimental plutôt informationnel du ton des nouvelles médiatiques (fraction des mots négatifs et positifs) sur le volume de transactions des titres impliqués, surtout dans une période de récession.
Ferguson <i>et al.</i> (2014)	Effet du sentiment	L'impact du volume de nouvelles médiatiques sur le rendement anormal des titres impliqués, ce qui est moins significatif que l'impact du ton des nouvelles.
Peress (2014)	Rendement de titre	i) Les médias ne peuvent pas être la principale source d'information efficiente pour le marché agrégé, importants pour la propagation d'informations entre les investisseurs; ii) L'impact médiatique est significatif au plan du titre individuel, mais non au plan agrégé du marché total.

3. Objectifs

Inspirés des études précédents, les sous-sections qui suivent nous clarifient l'objectif général ainsi que les objectifs spécifiques de notre mémoire.

3.1. Objectif général

Inspiré par les études précédentes dans ce domaine, notre mémoire cherche à déterminer l'effet des irrégularités financières médiatisées sur le risque de l'entreprise suspectée de fraude. Au contraire de la plupart des autres études concernant l'effet sur la performance de l'entreprise, l'analyse des variations dans le risque de l'entreprise occupe la plus grande partie de notre attention. Concrètement, notre objectif général est de déterminer la variation du risque total ainsi que celle du risque systématique de l'entreprise frauduleuse à la suite d'annonces médiatisées d'une irrégularité financière. En se basant sur les études précédentes, le risque total de l'entreprise est mesuré par la variance conditionnelle de son rendement tandis que son risque systématique est estimé par le coefficient bêta conditionnel dans un modèle inspiré de Ferson *et al.* (1996). L'estimation de la variation de ces dernières mesures à travers les différentes périodes de l'événement permet d'atteindre notre objectif général.

3.2. Objectifs spécifiques

Comme suite à notre objectif général, les sous-objectifs suivants nous permettent d'identifier les facteurs déterminants de la variation du risque de l'entreprise concernée. Notre premier sous-objectif est de déterminer si les types de fraude peuvent expliquer le changement du risque de l'entreprise. Autrement dit, est-ce que l'impact d'un type de fraude sur le risque de l'entreprise est différent de celui d'un autre, toutes autres choses étant égales par ailleurs ?

Par la suite, notre deuxième sous-objectif est celui de tester la relation entre les différentes issues, en termes de décision juridique, quant aux types de fraudes ainsi que le niveau de changement du risque de l'entreprise frauduleuse. Par exemple, est-ce que l'entreprise frauduleuse devient beaucoup plus risquée après un verdict de culpabilité de la cour qu'après une entente hors cour pour son irrégularité présumée ?

Le traitement des informations sur les irrégularités financières par les médias nous mène à notre troisième sous-objectif. En plus de diffuser les informations de façon efficiente et

rapide sur le marché boursier, est-ce que la médiatisation des informations peut provoquer un impact additionnel sur le risque de l'entreprise ? Autrement dit, est-ce que le traitement médiatique des annonces de fraudes en lien avec une entreprise pourrait la rendre plus risquée selon la perception du marché ?

Notre quatrième sous-objectif, inspiré de l'étude de Cloninger *et al.* (2000), vise à étudier le lien entre le changement du risque de l'entreprise et la nature des victimes de l'irrégularité financière. Un exemple qui illustre bien ce sous-objectif est : est-ce que l'entreprise subit un plus grand risque après sa fraude présumée dans le cas où le gouvernement est la victime de cette irrégularité en comparaison avec les cas où la richesse des particuliers ou de la société en général est affectée négativement ?

Par la suite, en nous basant sur les résultats des tests de ces derniers sous-objectifs, l'effet sur le risque de la combinaison des différents facteurs explicatifs sera étudié. Ainsi, ces quatre derniers sous-objectifs sont testés à travers de plusieurs sous-échantillons et de fenêtres d'estimation.

4. Hypothèses

Après avoir identifié clairement nos objectifs (général et spécifique), les hypothèses sont formulées afin de réaliser chacun de ces objectifs. Les cinq hypothèses, de H1 à H5, sont respectivement présentées dans les sous-sections suivantes.

4.1. (H1) : Changement significatif du risque moyen de l'entreprise à la suite de l'annonce médiatique de son irrégularité financière

Plusieurs études théoriques et empiriques nous montrent les conséquences de la détection de l'irrégularité financière sur l'entreprise frauduleuse. La plupart des études qui concernent ces conséquences sont concentrées sur le rendement et le volume de transactions du titre (Strachan *et al.*, 1983; Garbade *et al.*, 1982, etc.). Par contre, les études les plus récentes, comme celles de Cloninger *et al.* (2000) et de Cox *et al.* (2002), commencent à susciter une plus grande attention à l'effet de l'irrégularité financière en entreprise sur le risque de l'entreprise. Concrètement, Cox *et al.* (2002) testent le changement du bêta ainsi que la variance du rendement après la publication de la fraude financière présumée dans le *WSJ*, entre 1992 et 1999. Les résultats empiriques de ces deux études sur la tendance du changement de risque ne sont pas toujours cohérents. D'ailleurs, comme mentionné dans notre revue de littérature, sur 129 fraudes corporatives étudiées, Cloninger *et al.* (2000) en obtiennent 107 qui ont un changement significatif de bêta à la suite de l'annonce de fraude sur le *WSJ*. Par contre, l'augmentation du bêta se présente dans 42 des cas et sa diminution se trouve dans 65 des cas.

Inspirée de ces dernières études, la première hypothèse de notre mémoire est de tester le changement significatif du risque de l'entreprise frauduleuse après la publication de la fraude présumée. Par contre, en comparaison avec ces dernières études, notre mémoire pousse plus loin l'analyse du risque. D'une part, notre objectif est d'étudier le changement du risque qui est spécifiquement causé par la publication de la fraude de l'entreprise. C'est pourquoi les modèles conditionnels vont être utilisés pour éliminer l'effet sur le risque des autres variables instrumentales. D'autre part, s'intéressant à la variation à long terme du risque de l'entreprise, notre analyse se concentre sur le changement au plan du risque moyen pour chaque période étudiée pour l'entreprise. Concrètement, la sous-hypothèse H1.1 vérifie le changement du

risque total moyen de l'entreprise frauduleuse tandis que l'autre sous-hypothèse, H1.2, se concentre sur le changement du risque systématique moyen de l'entreprise.

H1.1 : L'annonce médiatique d'une irrégularité financière change significativement le risque total moyen de l'entreprise impliquée.

H1.2 : L'annonce médiatique d'une irrégularité financière change significativement le risque systématique de l'entreprise impliquée.

4.2. (H2) : Diverses conséquences à l'entreprise sont provoquées par de différents types de fraudes commises par cette entreprise

Bien qu'ayant en commun d'étudier l'effet de l'annonce d'une irrégularité financière sur l'entreprise, chaque étude met l'accent sur son point d'intérêt. À travers notre revue de littérature, nous notons plusieurs analyses intéressées par les impacts des différents types de fraude. Davidson *et al.* (1988) analysent les effets de cinq types d'irrégularité financière⁸ sur la performance de l'entreprise. Par la suite, Strachan *et al.* (1983) se différencient en remarquant que seulement l'accusation de la fixation de prix entraîne un rendement négatif significatif tandis que l'accusation de contributions politiques illégales étudiés lors des années 1970 ne cause pas d'effets négatifs sur le rendement de l'entreprise frauduleuse. Pour leur part, Garbade *et al.* (1982) étudient spécifiquement les cas de fraude *antitrust*.

Développée au travers de ces lectures, notre deuxième hypothèse a pour but d'observer les différents impacts sur le risque de l'entreprise, selon le type de fraude commis. En nous basant sur la classification des types de fraude de l'*Association of Certified Fraud Examiners*⁹, notre échantillon d'irrégularité financière est classé selon douze types de fraudes principales : la corruption, la manipulation des états financiers, le détournement de fonds, les vendeurs malhonnêtes, les clients malhonnêtes, le piratage, le vol d'information, la fraude d'impôt, la fraude de faillite, la fraude d'assurance, la fraude de soins de santé et la fraude au niveau des prêts. Tous les autres cas qui n'appartiennent à aucun de ces onze types sont réunis

⁸Corruption, fraude criminelle, évasion de taxe, contribution politique illégale, violation des lois d'*antitrust*.

⁹<http://www.acfe.com/fraud-101.aspx>.

dans le douzième type : «autres»¹⁰. Comme l'hypothèse 1, cette 2^e hypothèse se scinde aussi en deux sous-hypothèses, H2.1 et H2.2, qui nous permettent d'analyser respectivement le changement de la variance du rendement et celui du risque systématique (bêta) de l'entreprise frauduleuse, selon les douze types de fraude.

H2.1 : L'ampleur de la variation du risque total de l'entreprise frauduleuse varie selon les types de fraude.

H2.2 : L'ampleur de la variation du risque systématique de l'entreprise frauduleuse varie selon les types de fraude.

4.3. (H3) : Diverses décisions juridiques de l'irrégularité présumée en entreprise influencent différemment la variation du risque financier moyen de cette entreprise

En plus des études selon les types de fraudes, un autre groupe d'auteurs a étudié l'impact des différentes décisions juridiques sur la performance de l'entreprise frauduleuse. Plus spécifiquement, ils analysent le lien entre la performance de l'entreprise frauduleuse et chaque décision de la cour pendant le processus juridique ainsi que les différents résultats juridiques. Toutefois, les résultats empiriques diffèrent selon les diverses études. Gratto *et al.* (1990) notent un rendement négatif (positif) significatif pour les défendeurs (les demandeurs) après la date de résolution tandis que, après la date de l'accusation, les résultats sont trouvés de même tendance pour ce qui est de la variation du rendement pour chaque partie, mais non significatifs. Cependant, Cloninger *et al.* (1990) concluent à un rendement négatif significatif autour de la date de l'accusation et à un rendement négatif, mais non significatif, autour de la date de résolution pour ces 41 cas de fixations de prix. D'ailleurs, l'effet négatif sur le rendement de l'entreprise est à court terme pour un acquittement et à long terme pour un verdict de culpabilité.

De plus, l'hypothèse H3 clarifie les différents impacts de la décision juridique pour une entreprise présumée avoir commis une irrégularité financière. Au contraire des études

¹⁰ Notons qu'il existe d'autres types de catégorisations des crimes financiers, entre autres, celle de Gottschalk (2010).

précédentes concernant l'effet sur le rendement de l'entreprise, notre mémoire se concentre sur l'effet sur ses risques financiers. Concrètement, la sous-hypothèse H3.1 porte sur l'analyse du risque total alors que H3.2 étudie le risque systématique de l'entreprise.

H3.1 : Le changement du risque total moyen de l'entreprise dépend des différentes décisions juridiques pour l'irrégularité présumée commise en entreprise.

H3.2 : Le changement du risque systématique moyen de l'entreprise dépend des différentes décisions juridiques pour l'irrégularité présumée commise en entreprise.

4.4. (H4) : Plus l'annonce de l'irrégularité de l'entreprise est médiatisée, plus l'impact de cette irrégularité sur le risque financier de l'entreprise est grand

Avec le progrès des technologies, les médias ont un rôle de plus en plus important dans la vie quotidienne, spécifiquement dans les décisions d'investissement. En effet, les médias affectent le marché boursier non seulement par la diffusion d'informations, mais aussi par son influence sur le sentiment des investisseurs à travers le traitement médiatique. D'une part, grâce à sa capacité de diffusion rapide et efficace d'informations, les médias sont considérés comme une source importante d'informations exogènes (Case *et al.*, 2005; Boya, 2009, etc.). D'autre part, la façon de traiter les informations¹¹ par les médias, face à une irrégularité financière, peut aussi influencer le sentiment des investisseurs sur le marché financier. Cette influence est quantifiée par le changement au niveau du rendement de l'entreprise ainsi celui du volume de transactions de ce titre (Tetlock *et al.*, 2008; Fang *et al.*, 2009, etc.).

À la lumière des articles discutés, l'hypothèse H4 se concentre sur l'impact du traitement médiatique sur le risque moyen de l'entreprise à la suite de l'annonce d'une irrégularité médiatisée. Concrètement, le traitement médiatique est représenté dans notre mémoire par le nombre total d'articles publiés concernant une irrégularité donnée, le nombre total de mots de ces articles, le nombre total des articles à la Une de *WSJ* ainsi que l'écart de temps entre la première et la dernière annonce portant sur cette irrégularité. L'impact de tous ces traitements

¹¹ Comme le ton de l'article, le volume de nouvelles publiées, le biais du journaliste, etc.

médiatiques sur la variance moyenne et le bêta moyen de l'entreprise est respectivement étudié dans les sous-hypothèses H4.1 et H4.2.

H4.1 : Le degré de médiatisation de l'annonce de l'irrégularité de l'entreprise augmente son risque total moyen.

H4.2 : Le degré de médiatisation de l'annonce de l'irrégularité de l'entreprise augmente son risque systématique moyen.

4.5. (H5) : Les différentes victimes de l'irrégularité de l'entreprise ont divers impacts sur le changement du risque moyen de l'entreprise frauduleuse

À notre connaissance, l'article de Cloninger *et al.* (2000) est un des rares qui traitent de l'effet sur le risque de l'entreprise d'une annonce de l'irrégularité sur le *WSJ*. Ces auteurs remarquent que les fraudes dont la victime est le gouvernement montrent une variation de bêta plus élevée que celles des autres types de victimes de fraude. Comme expliqué dans la revue de littérature, l'idée de cette distinction de victime de fraude est liée à la motivation à commettre une fraude. Concrètement, une fraude contre le gouvernement amène la radiation du fraudeur dans la liste des partenaires du gouvernement dans le futur. Cette pénalité a un impact très important sur la valeur de l'entreprise. C'est pourquoi cette fraude peut rendre l'entreprise plus risquée que les autres.

À la lumière de cette idée, notre cinquième hypothèse est de déterminer s'il existe une relation entre les types de victimes de l'irrégularité et le changement au risque de l'entreprise à la suite d'annonces sur le *WSJ*. La sous-hypothèse H5.1 concerne les tests sur le plan du risque total de l'entreprise alors que le H5.2 porte sur le changement de bêta.

H5.1 : Le changement du risque total moyen de l'entreprise frauduleuse dépend du type de victime de cette irrégularité.

H5.2 : Le changement de risque systématique moyen de l'entreprise frauduleuse dépend du type de victime de cette irrégularité.

5. Cadre théorique

Afin de trouver des modèles les plus optimales à tester nos dernières hypothèses ci-dessous, cette section de cadre théorique présente l'évolution des modèles financiers pour estimer le risque de l'entreprise. Concrètement, les sous-sections qui suivent nous amènent des modèles classiques aux modèles conditionnels ainsi qu'aux processus autorégressifs.

5.1. Modèles classiques de l'évaluation de performance et leurs limites

Les premiers modèles développés dans le domaine de la finance ont servi de fondement à l'évaluation de la performance de l'investissement sur le marché boursier. Certains sont très bien connus, comme le ratio de Sharpe, pour calculer le rendement ajusté pour une unité de risque (risque total), et l'alpha de Jensen qui mesure la performance du gestionnaire et qui est basé sur le modèle d'évaluation des actifs financiers, le CAPM, proposé originalement par Sharpe (1963) et Lintner (1965). Ces modèles expliquent très bien, dans un premier temps, l'intuition de la relation entre le risque et la performance du portefeuille d'investissement. Par contre, avec le temps, plusieurs anomalies du marché suggèrent que ce modèle est incomplet.

Selon le CAPM traditionnel, le rendement exigé d'un portefeuille d'investissement est proportionnel à son risque non diversifiable. Ce risque est mesuré par la covariance du rendement du portefeuille d'investissement et celui du marché. Les conditions supposées dans ce modèle impliquent que les mesures d'espérance de rendement et de risque des opportunités d'investissement sont statiques dans le temps. Par contre, à travers des tests empiriques, Bollerslev, Engle et Wooldridge (1988) montrent que, d'une part, les valeurs des mesures de risque varient dans le temps. Concrètement, ces auteurs identifient de l'autocorrélation et de l'hétéroscédasticité dans les covariances du rendement. D'autre part, la prime de risque peut être expliquée par des variables comme, entre autres, la covariance avec la taille de l'entreprise ou encore l'effet janvier. Pour répondre à ce problème, ces auteurs ont utilisé une mesure conditionnelle de covariance (un modèle multivarié GARCH intégré à l'équation de la moyenne (GARCH-M), soit un processus autorégressif). Ces dernières mesures conditionnelles de covariance sont expliquées plus en détails dans la sous-section 5.3 concernant les processus autorégressifs

En plus du problème d'autocorrélation et d'hétéroscédasticité des rendements, les mesures de prime de risque varient selon les états économiques et les cycles d'affaires. En effet, Ferson *et al.* (1996) proposent une approche conditionnelle qui permet d'éviter quelques biais associés aux mesures traditionnelles et qui donne donc empiriquement une meilleure évaluation de la performance des fonds mutuels et de l'évolution de leur risque. Concrètement, les mesures traditionnelles ne peuvent pas expliquer la flexibilité du risque et du rendement financier à l'état de l'économie. En effet, quand le taux du dividende est élevé et que le taux d'intérêt est en baisse pour stimuler la reprise de l'économie, le rendement exigé du marché boursier est généralement plus élevé. Un autre exemple concerne la mesure de la performance du gestionnaire de portefeuille : étant donné que la mesure traditionnelle ne reflète pas la dynamique du rendement du portefeuille au cycle des affaires, la performance du gestionnaire est mélangée avec cette dynamique. Au vu des limites des modèles classiques qui sont présentées ci-dessus, l'approche conditionnelle s'est graduellement développée, plus spécifiquement depuis les articles de Jagannathan et Wang (1996) et Ferson *et al.* (1996). L'évolution de cette approche se concentre sur le choix des variables instrumentales et sur la méthode de conditionnement, par exemple, sur les mesures de performance comme l'alpha ainsi que les mesures de risque comme le bêta. Appliquées dans le contexte des objectifs de ce mémoire, les mesures conditionnelles du risque feront l'objet de nos analyses et donc s'expliqueront plus clairement dans la sous-section 5.2 suivante.

5.2. Modèles conditionnels de l'évaluation de performance

Les résultats de Keim et Stambaugh (1986) nous montrent que les variables instrumentales, comme l'écart des taux de rendement à l'échéance entre les obligations long terme et court terme, d'une part, et l'écart des taux de rendement à l'échéance entre les obligations corporatives à faible cote et les obligations gouvernementales, d'autre part, ont le pouvoir de prévoir le changement temporel des primes de risque. D'ailleurs, Bodurtha et Nelson (1991) rejettent statistiquement l'hypothèse de la constance du bêta et de la prime de risque. Dans la même perspective, Ferson *et al.* (1996) conditionnent la variation temporelle de la performance des fonds par les indicateurs des états économiques. Leur approche conditionnelle améliore empiriquement l'évaluation de la performance des fonds mutuels qui sont choisis par la sélection de survie (*survival selection*). Ferson et Qian (2004) révisent ces résultats empiriques en utilisant un échantillon plus large et des tests de robustesse pour

détecter le biais de la sélection de survie. De plus, ces auteurs étendent la liste des variables instrumentales concernant les états économiques ainsi que la liste des variables de contrôle liées aux caractéristiques des fonds étudiés (comme la taille, la rotation, les fluctuations de l'argent, etc.). Concrètement, parmi la liste des onze indicateurs de l'économie, la structure à terme et les taux d'intérêt présentent le meilleur pouvoir explicatif dans un contexte d'évaluation de la performance de fonds comparée à l'indice de marché. De plus, sur le plan du style des fonds, les variables macroéconomiques expliquent bien le changement du risque et de la performance comparé au *benchmark* de son style spécifique. Le tableau 3 réunit les variables instrumentales de l'état économique proposées par Ferson *et al.* (2004).

Tableau 3 : Définition des variables instrumentales

État de la structure à terme	
Taux d'intérêt à court terme	Le taux de rendement à l'échéance des offres des 90 jours des bons du Trésor
Pente de la structure à terme	La différence entre le taux d'escompte des Bons du Trésor de 5 ans et de 1 mois
Concavité de la structure à terme	Le degré de concavité de la courbe de la structure à terme
Volatilité des taux intérêt	L'écart-type mensuel des taux des Bons du Trésor de trois mois
États du marché financier	
Volatilité du marché boursier	L'écart-type mensuel des rendements quotidiens du S&P 500
Écart de crédit	L'écart de prime de risque entre les titres de classe AAA et BAA
Non-liquidité des entreprises à court terme ¹²	Le pourcentage de l'écart entre le taux des papiers commerciaux de 3 mois et le taux des Bons du Trésor de 3 mois
Taux de dividende	Le taux de dividende annuel de l'indice valeur pondéré des titres de <i>Center of Research in Security Prices</i> (CRSP)
Liquidité du marché boursier ¹³	En se basant sur le renversement de prix
États de la macroéconomie	
Inflation	Le taux de croissance du <i>Consumer Price Index</i> (CPI) aux États-Unis

¹² Gatev et Strahan (2006).

¹³ Pastor *et al.* (2003).

Taux de croissance de la production industrielle	Le taux de croissance mensuel de l'indice de la production industrielle, ajusté pour l'effet saisonnier
--	---

Ces variables instrumentales sont décalées dans le temps d'une période étant donné qu'elles représentent les informations publiques utilisées par l'investisseur dans son choix d'investissement. Ce principe est cohérent avec la théorie de l'efficience au sens semi-fort de Fama (1970).

En effet, Ferson *et al.* (2004) proposent la classification de ces variables instrumentales en trois groupes. La première mesure l'état de la structure à terme, la deuxième concerne les états du marché financier en général et la dernière regroupe les mesures de la macroéconomie. Cette division se base sur l'intuition de son pouvoir de la prévisibilité du rendement sur le marché financier. Le groupe de l'état de la structure à terme est très pertinent pour la prévision, non seulement pour les titres à revenus fixes, mais aussi pour les rendements boursiers. Ce pouvoir explicatif est observé originalement par Campbell (1987) et est ensuite appuyé empiriquement par l'étude de Ferson (1989). Parmi les quatre variables instrumentales dans ce groupe, Ferson *et al.* (2004) croient que la concavité de la structure à terme est la moins pertinente dans la prévisibilité, ce qui est cohérent avec les résultats des autres études précédentes. En ce qui concerne les variables du marché financier du deuxième groupe, alors que le pouvoir de prédiction de l'écart de crédit est encore cohérent avec Keim *et al.* (1986), le taux de dividende devient moins pertinent pour prédire le rendement après 1990 (selon Goyal et Welch, 2003). D'ailleurs, la variable qui est la plus économiquement significative est la non-liquidité des titres corporatifs à court terme, qui est mesurée par l'écart entre le taux des papiers commerciaux et des bons de Trésor. Finalement, le choix des variables dans le dernier groupe pour la prédiction des rendements boursiers vient de l'intuition suivante : si l'économie est en ralentissement, les investisseurs espèrent qu'elle deviendra meilleure et le rendement boursier exigé est donc élevé.

5.2.1. Les limites des modèles conditionnels avec les variables instrumentales

Harvey (1989) identifie une erreur de spécification persistante dans le *CAPM* conditionnel. En effet, cette erreur est liée à la variation temporelle des covariances conditionnelles, c'est pourquoi le test correctif de White est aussi utilisé pour déterminer si la variance des résidus du rendement est homoscédastique.

Selon Ferson, Sarkissian et Simin (2003), le *data mining* des variables instrumentales peut interagir avec les biais des régressions dites fallacieuses. Ces deux effets se renforcent mutuellement, car plus les variables instrumentales sont autocorrélées, plus leur pouvoir prévisionnel de rendement est significatif. En effet, une relation fallacieuse peut être trouvée entre les deux séries temporelles non stationnaires qui sont indépendantes. Ces auteurs utilisent les tests correctifs Newey-West ainsi que celui de White pour trouver les biais des modèles conditionnels. Dans la même perspective, Ferson, Sarkissian et Simin (2008) étudient l'effet conjoint du *data snooping* et des régressions fallacieuses. Empiriquement, cet effet cause un sévère biais dans l'estimation de l'alpha conditionnel. Par contre, pour le bêta conditionnel auquel ce mémoire s'intéresse, les régressions sont raisonnablement spécifiées.

Par ailleurs, au lieu d'utiliser directement les variables décalées dans le temps, Ferson *et al.* (2004) mesurent ces états économiques par les variables binaires. Concrètement, ces auteurs standardisent les variables instrumentales (X_A) par leur moyenne et leur écart-type¹⁴. Par la suite, deux variables binaires $D_{A,low}$ et $D_{A,high}$ représentent les informations de la variable instrumentale standardisée Z_A , respectivement pour la catégorie moins élevée que normale, *low*, et pour le niveau plus élevé que normal, *high*. En effet, $D_{A,low}$ est égale à 1 si $Z_A < -1$ et égale à 0 sinon. De la même façon, $D_{A,high}$ prend la valeur 1 si $Z_A > 1$ et 0 sinon. Avec cette division, si la variable instrumentale A suit la loi normale, les deux tiers des observations de cette variable seront trouvés dans la catégorie normale, i.e la variable binaire est égale à 0 et un sixième des observations appartient à chaque catégorie *low* et *high*. Les avantages de cette approche sont, d'une part, d'éviter la supposition des fonctions linéaires dans les études précédentes et, d'autre part, que cette transformation en variables binaires réduit l'autocorrélation de premier ordre de la variable instrumentale. C'est pourquoi non seulement la probabilité des régressions fallacieuses, un des problèmes d'économétrie potentiels mentionnés ci-dessus, est diminuée mais la pertinence des choix de la variable instrumentale est aussi vérifiée.

D'autre part, les résultats empiriques de Lewellen et Nagel (2006) nous montrent que le modèle *CAPM* conditionnel n'est pas suffisant pour expliquer toutes les anomalies de

¹⁴ $Z_A = (X_A - E(X_A))/\sigma_A$

l'évaluation d'actifs, surtout l'effet de taille et l'effet *momentum*. En gardant à l'esprit, d'une part, des erreurs dans la spécification des variables instrumentales et, d'autre part, des limites des bêtas et alphas statiques dans le *CAPM* non conditionnel, un nouveau test est proposé. En effet, les auteurs estiment directement les alphas et les bêtas conditionnels par les régressions de *CAPM* non conditionnel dans les fenêtres de temps courts comme chaque mois ou chaque trimestre. La seule implication de cette approche est que le bêta et l'alpha sont relativement stables dans cette fenêtre de temps pour qu'ils puissent être constants. Concrètement, ils remarquent que le bêta varie significativement à travers le temps. Cependant, cette variation ne peut pas expliquer l'effet *momentum* et l'effet de *book to market* sur le rendement.

En bref, les modèles conditionnels nous permettent de mieux expliquer la dynamique du rendement que des modèles classiques non conditionnels : ils nous offrent donc une meilleure capacité à prévoir le prix des titres. Par contre, ils possèdent aussi des limites auxquelles il faut faire attention, comme l'hétéroscédasticité de la variance des rendements anormaux, la régression fallacieuse entre le rendement et les variables instrumentales ou l'erreur dans le choix des variables instrumentales, la supposition de la forme linéaire des variables instrumentales et le manque d'informations sur l'effet de taille et l'effet de *momentum*. D'ailleurs, dans le domaine de la finance comportementale, une autre cause vient de l'irrationalité des investisseurs, dont l'absence est une des conditions de base dans la plupart des modèles d'évaluation d'actifs.

5.3. Processus autorégressifs

Non seulement le bêta n'est pas statique selon les études ci-dessus, mais la variation du rendement reflète aussi une variation temporelle. Cette variation est capturée par les processus autorégressifs qui sont montrés dans la présente section.

5.3.1. ARCH

La volatilité du rendement d'un titre est un des facteurs importants pour les gestionnaires de portefeuille pour prendre une décision. Un des modèles qui est très populaire pour prévoir la variance conditionnelle du rendement est l'*ARCH* (*AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity models*), proposé par Engle (1982). Ce modèle nous permet de

capturer l'hétéroscédaticité conditionnelle du terme d'erreur dans la modélisation du rendement. Supposons que le rendement d'un titre p est défini comme suit :

$$\mathbf{R}_{p,t} = \alpha_p + \beta_p * \mathbf{X}_t + \mu_{p,t} \quad (1)$$

où α_p est une constante, β_p est le vecteur de coefficient, \mathbf{X}_t est un vecteur de variables indépendantes et $\mu_{p,t}$ est le terme d'erreur de cette équation. Supposons que ce terme d'erreur est une variable aléatoire qui suit une distribution normale avec une variance $ARCH(1)$.

$$\mu_{p,t} | \varphi_t \sim N(0, h_t)$$

$$\mathbf{h}_t = \alpha_0 + \alpha_1 * \mu_{p,t-1}^2 \quad (2)$$

Le processus $ARCH$ d'ordre 1 est formulé dans l'équation (2). La variance h_t est donc une fonction de la valeur au carré du terme d'erreur de la période précédente de (1). Autrement dit, la variance conditionnelle au jour t incorpore l'information contenue dans le terme d'erreur au jour $t-1$. En général, l'ordre p de modèle $ARCH$ peut être supérieur à 1 et est le chiffre le plus petit pour contrôler l'hétéroscédasticité des termes d'erreur. La pertinence du modèle est vérifiée par le test d'hétéroscédasticité d'Engel (1982).¹⁵

Par ailleurs, un des problèmes dans la modélisation du prix de l'actif est l'autocorrélation des rendements. Afin d'éviter ce problème, nous choisissons le modèle ARMA (M, N) en ajoutant les rendements décalés de $t-M$ jours ainsi que les termes d'erreur décalés de $t-N$ jours. Concrètement, l'équation (1) ci-dessus devient : $R_{p,t} = \alpha_p + \sum_{i=1}^M \alpha_{p,i} * R_{p,t-i} + \sum_{k=1}^N \alpha_{p,k} * \mu_{p,t-k} + \mu_{p,t}$. Les valeurs de M et N sont choisies premièrement en minimisant les critères d'information d'Akaike et de Schwarz, l'*Akaike Information Criterion* (AIC) et le *Bayesian Information Criterion* (BIC). Concrètement, ces deux critères sont calculés respectivement dans les équations (3) et (4) comme suit :

$$AIC(M, N) = -2 * \log(L) + 2(M + N) \quad (3)$$

$$BIC(M, N) = n * \log(\hat{\sigma}^2) + (M + N)\log(n) \quad (4)$$

¹⁵ H0 : Homoscédasticité

H1 : Hétéroscédasticité autorégressive conditionnelle.

où n est la taille de l'échantillon étudié et L est la valeur maximale de vraisemblance. La somme $M+N$ est le nombre de paramètres du processus ARMA (M, N). Si ces deux critères nous emmènent aux différents choix de M et N , le test de Breusch-Godfrey sera utilisé. Ce dernier est un test d'hypothèse où l'hypothèse nulle est l'absence d'autocorrélation des résidus. M et N sont le nombre minimal de paramètres pour qu'on ne rejette plus l'hypothèse nulle.

Par contre, le modèle *ARCH* ainsi que *ARMA-ARCH* ne peuvent pas parvenir à répliquer les caractéristiques observées des rendements comme l'autocorrélation de la variance conditionnelle, le quatrième moment élevé et l'effet asymétrique des termes d'erreur. C'est pourquoi en se basant sur *ARCH*, la famille des modèles de type *GARCH* s'est développée pour tenir compte de ces différents problèmes. Certains de ces modèles vont être présentés dans les prochaines sections.

5.3.2. *GARCH*

Bollerslev (1986) a développé le modèle *GARCH* (p, q) à partir du *ARCH* (p) d'Engel (1982). En effet, en ajoutant dans l'équation (2) la valeur des variances conditionnelles du passé, le modèle *GARCH* permet de capturer la dépendance des variances conditionnelles dans le temps. Plus concrètement, le *GARCH* ($p, 0$) est équivalent au modèle *ARCH* (p). L'ordre q dans *GARCH* nous présente le nombre des variances conditionnelles les plus récentes qui peuvent expliquer la variance conditionnelle actuelle h_t . L'équation (5) qui suit est un exemple de *GARCH*(1,1).

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 * \mu_{p,t-1}^2 + \beta_1 * h_{p,t-1} \quad (5)$$

La pertinence des choix de l'ordre p et q est aussi testée par le test d'hétéroscédasticité conditionnelle d'Engel (1982). En effet, les plus petits p et q qui peuvent éliminer l'hétéroscédasticité de la variance sont choisis. Le test de White pour détecter l'hétéroscédasticité est utilisé pour vérifier la pertinence des choix de p et q .

Empiriquement, le modèle *GARCH* améliore le quatrième moment en ce qu'il le rapproche de la théorie. Même si ce modèle *GARCH* est souvent appliqué dans la prévision de variance de rendement, un très grand nombre de variantes du modèle *GARCH* ont été développées. Chaque modèle dérivé l'est afin de pallier une faiblesse du *GARCH* ordinaire.

5.3.2.1. Modèles GARCH modifiés

Le tableau 4 nous permet de comprendre quelques modèles Garch modifiés, en représentant le nom et l'utilisation de chaque modèle.

Tableau 4 : Les modèles Garch modifiés

EGARCH ou Exponential GARCH	Capturer l'effet du signe du choc (l'effet levier) ainsi que l'effet de l'amplitude du choc sur la volatilité.
TGARCH ou Threshold GARCH	Capturer l'effet levier pour lequel les chocs négatifs ont plus d'effet sur la variance conditionnelle.
GARCH-M ou GARCH in mean	Modéliser un possible prime de risque.
IGARCH	Capturer la longue mémoire des processus financiers. Impliquer que r_t^2 est non stationnaire et possède une racine unitaire.
FIGARCH	Capturer la longue mémoire des processus financiers dont la persistance dépend du paramètre d (d=le nombre de racines unitaires de r_t^2).

Parmi les modèles de types *GARCH* présentés ci-dessus, nous nous intéressons au modèle *Threshold GARCH* (TGARCH) qui est similaire au modèle *GJR GARCH* de Glosten, Jagannathan et Runkle (1993). En effet, la distinction entre l'effet des chocs négatifs et celui des chocs positifs sur la variance conditionnelle s'avère pertinente (Engel *et al.*, 1993). D'ailleurs, pour capturer cet effet asymétrique, le modèle *EGARCH* est aussi intéressant. Par contre, selon les résultats empiriques d'Engel *et al.* (1993), le modèle *GJR-GARCH* est le plus performant parmi les modèles capturant l'effet asymétrique. Spécifiquement, le *GJR-GARCH*(1,1) a la forme suivante :

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 * \mu_{p,t-1}^2 + \beta_1 * h_{p,t-1} + \gamma * S_{t-1}^- * \epsilon_{t-1}^2 \quad (6)$$

Comparativement à la modélisation de la variance conditionnelle *GARCH*(1,1), le modèle *GJR-GARCH* ajoute le terme $\gamma * S_{t-1}^- * \epsilon_{t-1}^2$ qui représente la différence de l'effet venue d'une mauvaise nouvelle et de celui d'une bonne nouvelle. Concrètement S_{t-1}^- est une variable binaire qui est égale à 1 si le choc est négatif ($\epsilon_{t-1} < 0$) et prend la valeur 0 sinon. De plus, le paramètre γ représente la sensibilité supplémentaire de la variance conditionnelle à la suite d'un choc négatif.

Par contre, tous les modèles de type *GARCH* ont de la difficulté à produire des distributions non conditionnelles de rendement avec le quatrième moment aussi élevé que celui observé en réalité. Il existe des modèles *GARCH* qui permettent de tenir compte de queues de distribution plus épaisses que ce que suggère la loi normale. De plus, dans la famille des *GARCH*, la variance conditionnelle est supposée être non aléatoire tandis que les modèles théoriques financiers assument souvent que la volatilité est un processus aléatoire. L'approche nommée Volatilité aléatoire (*Stochastic volatility*) est une réponse qui permet d'estimer les variances plus spécifiquement dans ce contexte.

5.3.2.2. *GARCH non paramétrique partielle*

Une approche alternative pour estimer l'effet des informations sur la variance conditionnelle du rendement est le modèle partiellement non paramétrique (Engel *et al.*, 1993). La différence de ce dernier avec les modèles paramétriques présentés ci-dessus est que les données se reflètent directement sur la courbe de la variance conditionnelle. Cependant, cette caractéristique de non paramétrique est seulement partielle. La longue mémoire de la variance conditionnelle est capturée par la partie paramétrique du modèle *GARCH*. Concrètement, Engel *et al.* (1993) nous présentent une spécification linéaire de la fonction d'hétéroscédasticité, qui se lit comme suit :

$$\mathbf{h}_t = \alpha_0 + \beta_1 * \mathbf{h}_{p,t-1} + \sum_{i=0}^{m^+} \theta_i \mathbf{P}_{it}(\epsilon_{t-1} - i\sigma) + \sum_{i=0}^{m^-} \delta_i \mathbf{N}_{it}(\epsilon_{t-1} + i\sigma) \quad (7)$$

où le vecteur de $\{\epsilon_t\}$ est divisé en (m) intervalles avec *break points* $i\sigma$. Plus concrètement, m^+ est le nombre d'intervalles où ϵ_{t-1} est positif et m^- est le nombre d'intervalles où ϵ_{t-1} est négatif. Nous avons donc $m = m^+ + m^-$.

D'ailleurs, \mathbf{P}_{it} et \mathbf{N}_{it} sont des variables binaires qui prennent respectivement la valeur 1 si $\epsilon_t > i\sigma$ et si $\epsilon_t < i\sigma$, où σ est l'écart-type non conditionnel de la variable dépendante, qui est le rendement dans ce cas (l'équation (1)) et i est de $(-4; -3; \dots; 3; 4)$.

6. Méthodologie

En nous basant sur les études précédentes, notre mémoire apporte quelques changements à la méthodologie pour l'adapter à nos objectifs de recherche.

Premièrement, nous utilisons une méthodologie relative aux études événementielles comme celle de Cloninger *et al.* (2000). Toutefois, contrairement à ces auteurs qui analysent seulement deux périodes (avant et après l'événement), notre mémoire ajoute l'analyse sur la période de l'événement. Concrètement, la période de l'événement commence par la date de la première annonce médiatique de l'irrégularité, qui est notée $t = 0$, et se termine à la date de la dernière annonce médiatique, notée $t = N_{\text{event}}$. Par la suite, les deux autres périodes, avant et après l'événement, sont des périodes de 500 jours, au lieu de 100 jours comme l'étude de Cloninger *et al.* (2000). De plus, les mêmes régressions et analyses sont faites sur une autre fenêtre d'estimation nommée «25 j», ce qui est considéré comme un test robuste. La différence entre ces deux fenêtres d'estimation concerne seulement la longueur de la période après l'événement. Plus précisément, la période qui précède l'événement, celle de l'événement ainsi que celle après l'événement sont respectivement définies comme $T_{\text{before}} = [-501 ; -1]$, $T_{\text{event}} = [0 ; N_{\text{event}}]$ et $T_{\text{after}} = [N_{\text{event}} + 1 ; N_{\text{event}} + 501]$ (pour la fenêtre «Complet») ou $T_{\text{after}} = [N_{\text{event}} + 1 ; N_{\text{event}} + 26]$ (pour la fenêtre «25j»).

Deuxièmement, comme pour les études précédentes concernant le risque financier de l'entreprise, nous avons choisi la variance du rendement pour quantifier son risque total. Le modèle de type *GJR-GARCH* est utilisé pour modéliser le risque total de l'entreprise afin de tenir compte de l'hétéroscédasticité observée dans les rendements des titres financiers et pour traiter l'asymétrie de l'effet des nouvelles positives et négatives sur les variances conditionnelles. Par contre, pour mesurer le changement du risque total de l'entreprise à la suite de l'annonce médiatisée de son irrégularité présumée, nous ajoutons dans nos régressions les variables binaires représentant les périodes T_{event} et T_{after} dans l'équation de la variance (la 2^e équation) du modèle *GJR-GARCH*.

Troisièmement, en plus d'analyser le changement du risque total, notre mémoire s'intéresse aussi à l'effet sur le risque systématique de l'entreprise, qui est estimé par le bêta.

Pour éviter les limites du bêta statique du modèle *CAPM* non conditionnel, nous suivons l'approche du bêta conditionnel du *CAPM* (Ferson *et al.* 1996). De plus, conscients de l'importance du choix des variables instrumentales, nous décidons de répliquer la méthode *stepwise* de Sadjahin *et al.* (2015) pour éliminer les variables non pertinentes. De plus, nous ajoutons les variables de contrôle comme les facteurs de Fama-French ou l'effet de janvier dans l'équation du *CAPM* pour mieux refléter la dynamique du rendement. Ces modèles sont expliqués plus clairement dans les parties suivantes.

6.1. Analyse en série chronologique

L'analyse en série chronologique est utilisée pour estimer le changement en risque total ainsi qu'en risque systématique à travers les trois différentes périodes : $T_{\text{before}} = [-501 ; -1]$, $T_{\text{event}} = [0 ; N_{\text{event}}]$ et $T_{\text{after}} = [N_{\text{event}} + 1 ; N_{\text{event}} + 501]$ pour la fenêtre d'estimation « Complet » ou $T_{\text{after}} = [N_{\text{event}} + 1 ; N_{\text{event}} + 26]$ pour la fenêtre de « 25 j ».

6.1.1. Risque total

Pour chaque évènement-entreprise p , nous régressons la série temporelle des rendements quotidiens de l'entreprise à l'aide de l'équation (8) comme suit :

$$R_{p,t} = \alpha_{p,0} + \sum_{i=1}^M \alpha_{p,i} * R_{p,t-i} + \sum_{k=1}^N \alpha_{p,k} * \mu_{p,t-k} + \mu_{p,t} \quad (8)$$

Où $t = 1, \dots, T_{\text{before}} + T_{\text{event}} + T_{\text{after}}$

p signifie l'évènement-entreprise p (ième) dans notre échantillon total de 491 évènements-entreprise. Ce chiffre peut être changé selon les sous-échantillons analysés.

$R_{p,t}$ est le rendement de l'entreprise p au jour t . Ce rendement est mesuré par $R_{p,t} = \frac{\text{Prix}(t) + \text{Dividendes}(t) - \text{Prix}(t-1)}{\text{Prix}(t-1)}$.

α_p représente la moyenne du rendement excédentaire de chaque entreprise p . Concrètement, l'estimation de α_p est égale à $E(R_{p,t})$.

$\alpha_{p,i}$ représente la sensibilité du rendement de l'entreprise p au jour t à son rendement historique au jour $(t-i)$ ($R_{p,t-i}$). Dans la même perspective, les paramètres $\alpha_{p,k}$ nous

expliquent la dépendance du rendement de l'entreprise p au jour t aux informations passées au jour $(t-k)$, contenues dans les termes d'erreur passés $(\mu_{p,t-k})$.

$\mu_{p,t}$ est le terme d'erreur qui représente le rendement anormal de l'entreprise p au jour t . Comme l'équation (1) a la forme d'un ARMA(M,N), les termes d'erreur $\mu_{p,t}$ sont supposés être distribués selon une loi Normale de moyenne nulle : $\mu_{p,t} \sim N(0, \sigma_{p,t}^2)$ où $\sigma_{p,t}^2$ est la variance de $\mu_{p,t}$.

Par ailleurs, comme l'objectif présenté ci-dessus l'explique, notre mémoire vise à étudier le changement de risque moyen qui vient de l'annonce de l'irrégularité de l'entreprise. C'est pourquoi les variables binaires pour la distinction des périodes ($i_{p,t_{event}}$ et $i_{p,t_{after}}$) sont ajoutées dans la modélisation de variance $\sigma_{p,t}^2$ comme suit :

$$\sigma_{p,t}^2 = \omega_{0,p} + \sum_v^V \omega_{v,p} * \mu_{p,t-v}^2 + \sum_u^U \omega_{u,p} * \sigma_{p,t-u}^2 + \gamma * S_{t-1}^- * \mu_{p,t-1}^2 + \delta_{\sigma_{event}} * i_{p,t_{event}} + \delta_{\sigma_{after}} * i_{p,t_{after}} \quad (9)$$

où $\omega_{v,p}$ sont les paramètres qui mesurent l'impact du terme d'erreur de la période précédente ($\mu_{p,t-v}^2$). Donc, le terme $\omega_{v,p} * \mu_{p,t-v}^2$ est lié à l'effet *ARCH* et $v=1 \dots V$

$\omega_{u,p}$ est le paramètre qui mesure la sensibilité de la variance conditionnelle à sa valeur précédente ($\sigma_{p,t-1}^2$). Donc le terme $\omega_{u,p} * \sigma_{p,t-1}^2$ est lié à l'effet *GARCH* et $u=1 \dots U$

γ est le paramètre qui mesure l'impact supplémentaire sur la variance conditionnelle venant d'un choc négatif, comparé à un choc positif. La variable binaire S_{t-1}^- égale à 1 si $\mu_{p,t-1}$ est négatif, et égale à 0 sinon. Donc le terme $\gamma * S_{t-1}^- * \mu_{p,t-1}^2$ est lié à l'effet *GJR-GARCH*.

$i_{p,t_{event}}$ est une variable binaire qui prend la valeur 1 si $t \in T_{event} = [0 ; N_{event}]$ et qui est égale à 0 sinon. Dans la même perspective, la variable binaire $i_{p,t_{after}}$ est égale à 1 si $t \in T_{after} = [N_{event} + 1 ; 501]$ (pour la fenêtre « Complet ») ou $T_{after} = [N_{event} + 1 ; 26]$ (pour la fenêtre « 25j ») et égale à 0 sinon. Alors, $\omega_{0,p}$ représente la moyenne conditionnelle de la mesure de risque total de l'entreprise p ($\sigma_{p,t}^2$) dans la période avant évènement T_{before} .

Dans le contexte de notre mémoire, les modèles $ARMA(1,1)$ et $GARCH(1,1)$ sont choisis pour tous les cas étudiés. Ce choix s'inspire des caractéristiques des données financières et des études précédentes du même contexte.

De plus, en se basant sur la définition des variables $i_{p,t_{event}}$ et $i_{p,t_{after}}$, les coefficients $\delta_{\sigma_{event}}$ et $\delta_{\sigma_{after}}$ mesurent respectivement la variation de la variance conditionnelle de T_{before} à T_{event} et de T_{before} à T_{after} . Plus concrètement, en appliquant l'équation (9) pour chaque période de temps, on obtient :

$$\sigma_{p,t}^2(\text{before}) = \omega_{0,p} + \omega_{1,p} * \mu_{p,t-1}^2 + \omega_{2,p} * \sigma_{p,t-1}^2 + \delta_{\sigma_{event}} * 0 + \delta_{\sigma_{after}} * 0 \quad (10)$$

$$\sigma_{p,t}^2(\text{event}) = \omega_{0,p} + \omega_{1,p} * \mu_{p,t-1}^2 + \omega_{2,p} * \sigma_{p,t-1}^2 + \delta_{\sigma_{event}} * 1 + \delta_{\sigma_{after}} * 0 \quad (11)$$

$$\sigma_{p,t}^2(\text{after}) = \omega_{0,p} + \omega_{1,p} * \mu_{p,t-1}^2 + \omega_{2,p} * \sigma_{p,t-1}^2 + \delta_{\sigma_{event}} * 0 + \delta_{\sigma_{after}} * 1 \quad (12)$$

Les équations 10, 11 et 12 nous aident à déduire ces résultats :

$$\sigma_{p,t}^2(\text{event}) - \sigma_{p,t}^2(\text{before}) = \delta_{\sigma_{event}} \quad (13)$$

$$\sigma_{p,t}^2(\text{after}) - \sigma_{p,t}^2(\text{before}) = \delta_{\sigma_{after}} \quad (14)$$

Ces dernières équations (13 et 14) nous permettent d'expliquer notre choix d'ajouter les variables binaires au terme des constantes ($\delta_{\sigma_{event}} * i_{p,t_{event}} + \delta_{\sigma_{after}} * i_{p,t_{after}}$) ainsi que sa signification. De plus, le choix de $GJR-Garch$ au lieu d'un $Garch$ classique nous aide à contrôler l'effet asymétrique des chocs négatifs, surtout l'évolution de la variance à la suite d'une série d'annonces, ce qui est important dans le contexte d'une étude événementielle de notre mémoire.

6.1.2. Risque systématique

En corollaire au risque total, nous sommes intéressés par l'effet des fraudes sur le risque systématique de l'entreprise. Par définition, le risque total de l'entreprise est composé de deux déterminants : le risque systématique et le risque spécifique. Le risque systématique est la partie qui est compensée par le marché sous forme de primes de risques tandis que le risque spécifique est éliminé par la diversification du portefeuille de l'investissement. Le coefficient Bêta (β), qui est le coefficient clé dans le Modèle d'évaluation des actifs financiers, est choisi pour mesurer le risque systématique. En demeurant conscients des limites du calcul du Bêta

statique, nous choisissons le modèle de Bêta conditionnel (suggéré dans Ferson *et al.*, 1996). Ainsi, les facteurs de Fama-French sont aussi ajoutés pour expliquer une partie du rendement anormal de l'entreprise. Notre équation (15) pour estimer le Bêta se lit comme suit :

$$\mathbf{R}_{p,t} = \alpha_{p,t} + \beta_{p,t} (\mathbf{Z}_{n,t-1}; \mathbf{i}_{p,t_{event}}; \mathbf{i}_{p,t_{after}}) * (\mathbf{R}_{m,t} - \mathbf{R}_{f,t}) + \mathbf{h}_{p,t} * \mathbf{HML}_t + \mathbf{s}_{p,t} * \mathbf{SMB}_t + \mathbf{m}_{p,t} * \mathbf{MOM}_t + \mathbf{j}_{p,t} * \mathbf{JAN}_t + \mathbf{w}_{p,t} * \mathbf{WKD}_t + \boldsymbol{\varepsilon}_{p,t} \quad (15)$$

où $\mathbf{R}_{p,t}$ est le rendement de l'entreprise p au jour t , qui a déjà été expliqué dans la partie précédente.

$(\mathbf{R}_{m,t} - \mathbf{R}_{f,t})$ est la prime de risque du marché au jour t . Concrètement, le rendement de portefeuille du marché au jour t ($\mathbf{R}_{m,t}$) est le rendement pondéré par les capitalisations boursières des titres au S&P500. Le taux sans risque $\mathbf{R}_{f,t}$ représente le taux des bons du Trésor américain échéants dans les 90 jours, ajusté pour la fréquence quotidienne.

$\alpha_{p,t}$ mesure la performance moyenne de l'entreprise non liée à l'annonce médiatique de l'irrégularité ou aux autres facteurs de Fama-French ou encore les variables macroéconomiques.

\mathbf{HML}_t , \mathbf{SMB}_t et \mathbf{MOM}_t sont des facteurs de risque (suggérés par Fama-French), qui sont respectivement liés au ratio de la valeur aux livres sur la valeur marchande, à l'effet de taille et à l'effet *momentum*. D'ailleurs, les effets de janvier (\mathbf{JAN}_t) et de la fin semaine (\mathbf{WKD}_t) sont aussi ajoutés. Ces variables binaires, \mathbf{JAN}_t et \mathbf{WKD}_t , vont respectivement prendre la valeur 1 si c'est au mois de Janvier et si c'est le lundi. En conséquence, les paramètres $\mathbf{h}_{p,t}$, $\mathbf{s}_{p,t}$, $\mathbf{m}_{p,t}$, $\mathbf{j}_{p,t}$ et $\mathbf{w}_{p,t}$ représentent respectivement la sensibilité du rendement de l'entreprise p au jour t , aux variables \mathbf{HML}_t , \mathbf{SMB}_t , \mathbf{MOM}_t , \mathbf{JAN}_t et \mathbf{WKD}_t .

Le terme d'erreur de l'équation (3) $\boldsymbol{\varepsilon}_{p,t}$ nous présente le rendement anormal de l'entreprise p au jour t .

L'expression clé pour mesurer la sensibilité de l'entreprise p au jour t au risque du marché est $\beta_{p,t} (\mathbf{Z}_{n,t-1}; \mathbf{i}_{p,t_{event}}; \mathbf{i}_{p,t_{after}})$. Comme mentionné ci-dessus, ce paramètre de risque systématique est conditionné de la façon suivante :

$$\beta_{p,t} (Z_{n,t-1}; i_{p,t_{event}}; i_{p,t_{after}}) = \mathbf{b}_{0,p} + \delta_{\beta_{event}} * i_{p,t_{event}} + \delta_{\beta_{after}} * i_{p,t_{after}} + \sum_n^N \mathbf{b}_{n,p} * Z_{n,t-1} \quad (16)$$

Des équations 15 et 16, on déduit l'équation (17) du modèle d'évaluation d'actif au complet comme suit :

$$R_{p,t} = \alpha_{p,t} + \mathbf{b}_{0,p} * (R_{m,t} - R_{f,t}) + \delta_{\beta_{event}} * (R_{m,t} - R_{f,t}) * i_{p,t_{event}} + \delta_{\beta_{after}} * (R_{m,t} - R_{f,t}) * i_{p,t_{after}} + \sum_n^N \mathbf{b}_{n,p} * (R_{m,t} - R_{f,t}) * Z_{n,t-1} + \mathbf{h}_{p,t} * HML_t + \mathbf{s}_{p,t} * SMB_t + \mathbf{m}_{p,t} * MOM_t + \mathbf{j}_{p,t} * JAN_t + \mathbf{w}_{p,t} * WKD_t + \epsilon_{p,t} \quad (17)$$

où $Z_{n,t-1}$ est la variable macroéconomique $n^{ième}$ au temps (t-1), qui sont reconnues pour avoir une certaine capacité de prévoir le rendement financier. Comme mentionné ci-dessus, le nombre de variables macroéconomiques choisies varie de 1 à N. La façon et la raison de les sélectionner sont expliquées dans la prochaine section.

$i_{p,t_{event}}$ et $i_{p,t_{after}}$ sont des variables binaires qui nous aident à distinguer les différentes périodes de temps autour de l'annonce médiatique de l'irrégularité de l'entreprise p . Ces deux variables sont exactement similaires à celles de l'équation 9. C'est pourquoi les paramètres $\delta_{\beta_{event}}$ et $\delta_{\beta_{after}}$, qui sont respectivement liés à ces deux variables, ont les mêmes significations que $\delta_{\sigma_{event}}$ et $\delta_{\sigma_{after}}$, dans l'équation 9. Par contre, la seule différence est que $\delta_{\beta_{event}}$ et $\delta_{\beta_{after}}$ vont expliquer le changement de Bêta et non celui de la variance.

La période d'estimation des paramètres des régressions ci-dessus est [-501 ; $N_{event} + 501$] comme mentionné ci-dessus. De plus, ces quatre équations sont régressées pour chaque entreprise p qui est incluse dans l'évènement d'irrégularité i .

6.1.3. Variables instrumentales

Les variables instrumentales sont utilisées comme des informations qui conditionnent la mesure d'exposition au risque de marché dans les modèles présentés ci-dessus. Inspirée par Sadjahin *et al.* (2015), la méthodologie en deux étapes (*stepwise method*) est utilisée pour sélectionner les variables qui reflètent bien l'économie des États-Unis ainsi que celles qui peuvent affecter le fonctionnement des entreprises cotées au S&P500.

Premièrement, en se basant sur la littérature et surtout sur les études de Ferson *et al.* (1996) et de Jagannathan *et al.* (1996), les variables des informations macro-financières sont choisies : le taux d'intérêt à court terme, la volatilité du taux d'intérêt, la structure à terme du taux d'intérêt, la concavité de la structure à terme, la performance du marché boursier, la volatilité impliquée du marché boursier et l'écart de crédit. Ces variables sont basées sur le taux d'intérêt américain de maturité à un mois : la structure à terme des taux d'intérêt concernant les titres du Trésor américain venant à échéance dans dix ans et ceux venant à échéance dans trois mois. Ainsi, le risque de crédit est mesuré par l'écart du taux d'intérêt entre les obligations d'entreprises notées AAA et celles notées BAA par Moody's.

La deuxième étape est d'utiliser les régressions graduelles pour identifier les variables macroéconomiques pertinentes à nos modèles. Ces variables $Z_{n,t-1}$ sont centrées sur leur moyenne mobile et réduites par leur écart-type, puis retardées d'une période. De plus, pour éviter les régressions fallacieuses qui sont causées par les séries non stationnaires, les tests de racine unitaire vont être utilisés. Le modèle Dickey-Fuller modifié (ADF) nous permet de déterminer si une série est stationnaire. Si la série n'est pas stationnaire, le modèle ADF nous aide à identifier la cause (soit l'existence de la racine unitaire, soit l'existence d'une tendance déterministe) afin de choisir le meilleur degré de différenciation pour la série.

6.2. Analyse en coupe transversale

Les sections précédentes nous donnent des estimations de changement du risque financier de l'entreprise p dues à l'annonce médiatique de son irrégularité. Concrètement, $\delta_{\beta_{\text{event}}}$ et $\delta_{\beta_{\text{after}}}$ sont les mesures de changement du risque systématique de l'entreprise, respectivement entre les périodes T_{event} versus T_{before} et T_{after} versus T_{before} . Dans la même perspective, la variation du risque total de l'entreprise $\delta_{\sigma_{\text{event}}}$ et $\delta_{\sigma_{\text{after}}}$ est construite de la même façon. Afin de comprendre les déterminants de cette variation de risque, nous présentons dans cette section des modèles pour tester chaque facteur proposé par chaque hypothèse de 2 à 5.

Pour tester l'importance des différents types de fraudes sur le risque financier de l'entreprise (hypothèse 2), l'analyse en coupe transversale est établie à travers les régressions suivantes :

$$\delta_{\beta_{\text{event},p}} = \sum_m^M a_{A,m,p} * A_{m,p} + \text{TypeFraude}_p + \mu_p \quad (18)$$

$$\delta_{\beta_{\text{after},p}} = \sum_m^M a_{A,m,p} * A_{m,p} + \text{TypeFraude}_p + \mu_p \quad (19)$$

$$\delta_{\sigma_{\text{event},p}} = \sum_m^M a_{A,m,p} * A_{m,p} + \text{TypeFraude}_p + \mu_p \quad (20)$$

$$\delta_{\sigma_{\text{after},p}} = \sum_m^M a_{A,m,p} * A_{m,p} + \text{TypeFraude}_p + \mu_p \quad (21)$$

où $p = 1, \dots, P$ dont P est le nombre total d'entreprises étudiées.

$A_{m,p}$ sont les variables de contrôle qui représentent les caractéristiques financières de l'entreprise p . Le nombre de ces variables de contrôle est M : ce sont la valeur de capitalisation de l'entreprise (*Market Capitalisation*), son effet de levier financier (*Financial Leverage*) et son ROE (*Return on Equity*). Par conséquent, $a_{A,m,p}$ sont les paramètres qui mesurent la sensibilité du changement de risque correspondant aux caractéristiques de l'entreprise, $A_{m,p}$.

$\mu_{p,5}$ est le terme d'erreur qui contient le changement de risque systématique de l'entreprise p qui n'est pas expliqué par les caractéristiques de l'entreprise ainsi que les types de fraude.

$\text{TypeFraude}_{k,p}$ est la variable binaire pour le type de fraude k de l'entreprise p ; en d'autres termes, $\text{TypeFraude}_{k,p}$ est égale à 1 si la fraude de l'entreprise p est de type k . Compte tenu de la faible occurrence de certains types de fraude ainsi que des caractéristiques qui leur sont communes, les cinq types de fraude suivantes sont regroupés dans un sous-échantillon nommé Fraude Corpo : la Fraude d'impôts, la Fraude de faillite, la Fraude d'assurance, la Fraude de soins de santé, la Fraude au niveau de prêts. C'est pourquoi k est égal de 1 à 8, correspondant à la Corruption, la Manipulation des états financiers, le Détournement de fonds, les Vendeurs malhonnêtes, les Clients malhonnêtes, le Piratage, le Vol d'information, la Fraude Corpo, tandis que la constante c correspond au type «Autres». Donc, la prise en compte de ces variable implique d'insérer l'équation suivante dans la régression :

$$\text{TypeFraude}_p = c + a_{1,p} * \text{TypeFraude}_{1,p} + \dots + a_{k,p} * \text{TypeFraude}_{k,p} + \dots + a_{K,p} * \text{TypeFraude}_{K,p} \quad (22)$$

Dans la même perspective, afin de tester chacune des hypothèses 3 à 5, les variables binaires incluses dans l'expression TypeFraude_p dans la série de quatre équations (18, 19,

20, 21) sont remplacées respectivement par $\text{ResultatJuridique}_p$ (hypothèse H3), $\text{TraitementMédiatique}_p$ (hypothèse H4), VictimeFraude_p (hypothèse H5). Concrètement, ces dernières variables sont définies comme suit :

$$\text{ResultatJuridique}_p = c + a_{1,p} * \text{ResultatJuridique}_{1,p} + \dots + a_{l,p} * \text{ResultatJuridique}_{l,p} + \dots + a_{L,p} * \text{ResultatJuridique}_{L,p} \quad (23)$$

Donc l'équation de l'analyse de la coupe transversale sur l'effet des décisions juridiques sur le changement du risque systématique entre la période T_{before} et T_{event} est représentée comme suit :

$$\delta_{\beta_{\text{event},p}} = \sum_m^M a_{A,m,p} * A_{m,p} + \text{ResultatJuridique}_p + \mu_p \quad (24)$$

où $l=1, \dots, L=4$ correspondent aux possibilités de résultat juridique pour une irrégularité financière : Accusation, Entente hors cour, Verdict d'acquittement et Verdict de culpabilité, tandis que c , la constante, représente les cas pour lesquels la fraude n'a ni une poursuite juridique ni une accusation de la cour. La série des variables binaires $\text{ResultatJuridique}_{l,p}$ est égale à 1 si l'issue du processus juridique pour la fraude présumée de l'entreprise p est le résultat l et est égale à 0 sinon.

$$\text{TraitementMédiatique}_p = a_1 * \text{NbMots}_p + a_2 * \text{UneJournal}_p + a_3 * \text{Duree}_p + a_4 * \text{NbArticles}_p \quad (25)$$

en déduisant l'équation du changement de risque systématique expliqué par le traitement médiatique

$$\delta_{\beta_{\text{event},p}} = \sum_m^M a_{A,m,p} * A_{m,p} + \text{TraitementMédiatique}_p + \mu_p \quad (26)$$

où le $\text{TraitementMédiatique}_p$ est une variable dépendante de facteurs comme : le nombre total de mots des articles concernant l'évènement (NbMots), le nombre total des articles parus à la Une du *WSJ* (UneJournal), la durée de l'évènement qui représente le nombre de jours de la première annonce médiatique à la dernière annonce médiatique de l'entreprise et le nombre total des articles concernant l'évènement (NbArticles).

$$\text{VictimeFraude}_p = c + a_{1,p} * \text{VictimeFraude}_{1,p} + \dots + a_{q,p} * \text{VictimeFraude}_{q,p} + \dots + a_{Q,p} * \text{VictimeFraude}_{Q,p} \quad (27)$$

où VictimeFraude_p est une série des variables binaires $\text{VictimeFraude}_{q,p}$ qui prend la valeur 1 si la victime de la fraude présumée par l'entreprise p est de type q . La valeur 0 est impliquée pour ces variables binaires dans tous les autres scénarios. Q , qui représente le nombre total des types de victime de l'irrégularité financière, est égal à 4. En effet, $q=1,\dots,4$ indique la nature de la victime de la fraude, soit respectivement : Entreprise, Gouvernement, Employés et Société, tandis que c représente l'ensemble des cas où la Partie prenante est la victime de fraude. Spécifiquement, à cause de la petite taille des sous-échantillons de Clients, Fournisseurs et Franchisés, la Partie prenante est créé pour regrouper ces derniers sous-échantillons. Donc, l'équation au complet (28) qui explique la variation du risque total par les victimes de fraude est la suivante :

$$\delta_{\beta_{\text{event},p}} = \sum_m^M \mathbf{a}_{A,m,p} * \mathbf{A}_{m,p} + \text{VictimeFraude}_p + \mu_p \quad (28)$$

En bref, pour chaque hypothèse, les quatre équations de la série 18 à 21 sont régressées en remplaçant seulement la variable TypeFraude_p par l'autre variable clé correspondant à son hypothèse.

7. Données

L'explication de la collection des variables instrumentales et des variables de contrôle, ainsi que la construction de la base de données utilisée dans notre mémoire sont présentées respectivement dans les sous-sections 7.1 et 7.2 suivantes.

7.1. Variables instrumentales et variables de contrôle

À la lumière des articles précédents, comme ceux de Ferson *et al.* (1996) ou encore de Ferson *et al.* (2004), les variables instrumentales pour le modèle conditionnel utilisé dans notre mémoire sont les mêmes que celles qui sont citées dans le tableau 1.

Les variables de contrôle choisies dans l'analyse en coupe transversale de ce mémoire sont la valeur boursière de l'entreprise (*Market Capitalisation*), le *return on equity* (ROE)¹⁶ ainsi que le *financial leverage*¹⁷ de l'entreprise. Le choix de ces variables est inspiré de la revue de littérature. Alors que la valeur boursière, dont la source est de *CRSP US Stock & US Index databases*, est du jour ouvrable juste avant la première annonce médiatique de fraude, les valeurs de *ROE* et de *financial leverage* sont les données trimestrielles de Computstat du trimestre avant la première annonce de fraude.

7.2. Les variables déterminantes dans l'analyse en coupe transversale

Toutes les variables indépendantes dans l'analyse en coupe transversale sont collectées à partir de la base de données développée à l'Université de Sherbrooke dans le cadre du thème de la criminalité boursière.

Dans un premier temps, cette base de données contient un total de 12 212 articles du *WSJ* concernant des fraudes et des irrégularités financières sur la période du 4 janvier 1984 au 4 octobre 2013. La collecte de tous ces articles est la première phase de la construction de la base de données. Ces articles sont les résultats de la recherche sur la banque de données de la

¹⁶ Les valeurs de *ROE* sont identifiées avec le code « ROEQ » par *Research Insight*.

¹⁷ Les valeurs de *financial leverage* sont identifiées avec le code « LEDIVXQ » par *Research Insight*.

bibliothèque de l'Université de Sherbrooke en 2014¹⁸. Le processus de recherche inclut les articles contenant un ou des termes clés comme *fraud**, *crime* et *scandal** et exclut ceux qui concernent les termes comme *congress*, *senate*, *election*, *terrorism*, *death**, *murder**, *iran*, *afghanistan*, *army*, *military*, *assault*, *rape*, *drug**, *weapon**, *gun** et *north pre/1 korea*¹⁹. Le choix d'inclure ou d'exclure ces termes a pour but de se concentrer sur les irrégularités financières et non sur celles de nature politique ou sur les autres types de fraude criminelle non financière. De plus, tous les articles qui ont seulement les résumés sont exclus de notre base de données.

Dans un deuxième temps, les nouvelles colonnes sont ajoutées pour retirer toutes les informations nécessaires dans chaque article, selon le but de l'étude. En effet, pour chaque article, les informations à déterminer sont divisées en trois grandes classes : i) l'identification de l'entreprise concernée, ii) le traitement médiatique et iii) la nature de l'irrégularité financière. Concrètement, pour l'entreprise concernée, les informations collectées le sont pour répondre aux questions suivantes :

- Quel est le nom de l'entreprise dont il est question dans l'article ?
- Est-ce qu'elle est cotée en bourse américaine selon la liste des entreprises de *The Center for Research in Security Prices* (CRSP) entre 1960-2012 ? Si oui, quel est son code SIC (*Standard Industrial Classification*), son code NAICS (*North American Industry Classification System*) et son *ticker* sur le marché boursier ?
- Est-ce qu'elle est cotée au S&P500, selon la liste des entreprises du S&P500 entre 1964-2013 ? Si oui, nous collectons les mêmes informations dans le cas de la bourse américaine. De plus, quelles sont les dates d'entrée et de sortie de l'entreprise dans la liste des entreprises du S&P500 ?

De plus, concernant le traitement médiatique, nous déterminons le nombre de mots de chaque article, sa position sur le *WSJ* et la date de sa publication. Avant de passer chercher les

¹⁸ Ce résultat pourrait être différent dans le temps avec les mises à jour de la banque de données de l'Université de Sherbrooke.

¹⁹ L'astérisque permet d'inclure à la recherche des mots tronqués. Par exemple, le terme d'inclusion *fraud** permet, entre autres, *fraud*, *frauds* et *fraudulent*. De plus, l'élément *pre/1* qui est imbriqué dans le terme d'exclusion *north korea* considère que *north korea* peut avoir un mot ou un symbole entre *north* et *korea*.

informations concernant la nature de l'irrégularité financière, les articles collectés sont regroupés par événement et chaque événement possède son numéro. Comme notre objectif de recherche met l'accent sur l'étude événementielle concernant les entreprises cotées au S&P500, les indicateurs du traitement médiatique sont comptés au niveau de chaque entreprise par événement. Concrètement, parmi les articles rassemblés par événement, nous comptons le nombre d'articles, le nombre de mots de ces articles, le nombre d'articles sur la Une du *WSJ* pour chaque entreprise concernée dans l'événement et mentionnée dans l'article. Les tableaux présentés dans notre Annexe B ²⁰ montrent statistiquement nos données collectées.

Pour ce mémoire, seulement la partie des articles qui sont publiés à partir de 2000 jusqu'à 2013 ainsi que les entreprises mentionnées qui sont cotées au S&P500 sont retenues. Concrètement, notre échantillon de données regroupe les événements-entreprise ²¹ dont la première annonce médiatique de fraude survient après le 31 décembre 1999 et dont la dernière annonce, avant le 31 décembre 2011. La liste de ces événements-entreprise est déposée dans notre Annexe A. Chaque ligne dans la base de données représente un événement-entreprise : elle commence par le numéro d'événement, puis le *Cusip* ²² de l'entreprise concaténé avec la date de départ de l'événement (nommé *Uniqueid*) et le *ticker* ²³ de l'entreprise. Par ailleurs, le regroupement des articles pour chaque entreprise par événement nous permet de déterminer la nature de l'irrégularité financière comme le type de fraude, les décisions et, ainsi, les types de victimes de la fraude (les fraudés). La suite de l'Annexe B nous représente statistiquement la distribution de chaque facteur déterminant de la nature de l'irrégularité financière. Pour plus de détails sur la banque de données, se référer au cahier de recherche du GReFA.

²⁰ Source : Entreprises publiques Final-SP500 exacte_25 avril

²¹ Événement-entreprise dans ce mémoire indique le regroupement des articles qui parlent de la même irrégularité d'une entreprise. Ce terme a pour but de distinguer les événements qui peuvent impliquer plusieurs entreprises ainsi que les entreprises qui peuvent être impliquées dans plusieurs événements.

²² Selon la liste de CRSP.

²³ Les *tickers* sont de Computstat.

8. Résultats empiriques

Les résultats empiriques de notre mémoire sont présentés sommairement dans la sous-section 8.1. Les sous-sections suivantes (de 8.2 à 8.9) servent à analyser les résultats selon des différents critères afin de répondre à nos hypothèses de la section 4.

8.1. Sommaires statistiques des variables

Ces derniers tableaux de sommaire statistique nous présentent une vue globale de l'évolution des données de toutes les variables utilisées dans notre mémoire. Concrètement, pour chaque événement-entreprise, non seulement le rendement de l'entreprise est collecté pour les trois périodes T_{before} , T_{event} et T_{after} de l'événement, mais aussi les facteurs financiers, les variables instrumentales, les variables de contrôle. Après avoir calculé toutes les statistiques, comme la moyenne, le médiane, le minimum, le maximum, l'écart-type, l'asymétrie et l'épaisseur pour chacune des dernières variables liées à chaque événement-entreprise, la moyenne de chaque statistique pour l'ensemble des événements-entreprise étudiés dans ce mémoire est présentée dans le tableau 5. La moyenne des moyennes de toutes les variables est autour de 0 et la moyenne des écarts types varie entre 0,5 et 1,5. De plus, l'asymétrie et l'épaisseur donnent des informations sur la forme de leur distribution afin de les comparer avec celle de la loi Normale. Plus quantitativement, le test de Jarque-Bera est aussi fait pour examiner la normalité de la distribution des variables. Son hypothèse nulle est de vérifier si les deux statistiques de l'asymétrie et de l'épaisseur respectent toutes deux les normes de la loi Normale. La moyenne des p-value de tous les tests Jarque-Bera pour chaque variable d'un événement-entreprise est très fréquemment inférieure à 0,05, ce qui mène au rejet statistique de la normalité de cette variable au niveau de confiance de 95 % pour la plupart des événements-entreprise. En effet, seulement les trois variables « SMB », « VolInt » et « EcartCredit », avec la moyenne de p-value plus de 0,05, représentent plus de cas dont la distribution de ces variables suit la loi Normale. Par ailleurs, la dernière partie du tableau 5 résume les paramètres généraux du rendement de chaque événement-entreprise, regroupés par type de fraude. En général, ces dernières informations nous aident à observer plus précisément les caractéristiques de chaque sous-échantillon de type de fraude, ce qui est utile dans le choix ainsi que dans l'analyse des sous-échantillons.

Au contraire des évolutions univariées de chaque variable, comme celle montrées dans l'Annexe B, ces tableaux présentent l'interaction entre les différentes catégories de variables. Alors que le tableau 6 représente la variation des traitements médiatiques pour chaque sous-échantillon de type de fraude, le tableau 7 contient la proportion d'une victime de fraude ou d'un suivi juridique répertorié dans chaque type de fraude.

Concrètement, chaque ligne du tableau 6 représente un sous-échantillon d'un ensemble des événements-entreprise liés à un type de fraude dans la liste. Parmi les treize types de fraudes, ce sont les événement-entreprise impliquant une « Manipulation des états financiers » qui montrent la plus grande moyenne du nombre d'articles médiatisés sur le *WSJ* ainsi que le plus grand écart-type et le plus grand nombre d'articles pour un seul événement-entreprise. Autrement dit, une fraude de type « Manipulation des états financiers » de la part d'une entreprise peut être un événement très petit ayant un seul article publié, tout comme elle peut devenir un si grand « scandale » que le *WSJ* y consacra 46 articles. L'effet que peut avoir un événement sur le risque de l'entreprise est très varié d'une manipulation des états financiers à l'autre. Les autres types de fraude, comme la corruption, le détournement de fonds, le vol d'information, la fraude d'impôt, la fraude de faillite ainsi que la fraude de soins de santé suivent aussi ces dernières analyses, mais à un niveau moins intense. Cependant, l'écart-type du nombre d'articles consacrés aux types de fraudes comme le « Piratage » ou comme « Clients malhonnêtes » est moindre. Ce constat s'explique soit par la taille trop petite du sous-échantillon, ce qui est le cas de « Clients malhonnêtes », soit par l'intérêt plus stable du journal pour ce type de fraude, ce qui est le cas du « Piratage ». Pour les autres traitements médiatiques, comme la durée de l'événement et le nombre de mots des articles, les irrégularités de type « Manipulation des états financiers » suivent la même perspective et donc continuent d'avoir la moyenne et le maximum les plus élevés. Pour les statistiques des autres types de fraude, les analyses concernant le nombre d'articles sont similaires à celles sur la durée de l'événement et sur le nombre de mots des articles. Contrairement aux derniers traitements médiatiques, « À la Une du Journal » nous donne moins d'informations intéressantes et pertinentes en raison du petit nombre d'événements-entreprise ayant des articles publiés à la Une de *WSJ*.

Dans le même objectif d'analyser les caractéristiques de chaque sous-échantillon de type de fraude, le tableau 7 affiche les pourcentages respectifs pour chaque type d'une

certaine victime de fraude (section A) ou d'un certain suivi juridique (section B) par rapport à la taille d'échantillon de chaque type de fraude. Les fraudes de «piratage» et de «vol d'informations» affectent souvent la richesse de l'entreprise victime, ce qui donne un fort pourcentage de cas affichant à la fois ce type de fraude et ce type de victime. Dans la même perspective, le gouvernement est souvent la victime de fraudes d'impôt et de fraudes de soins de santé et de corruptions et de manipulations des états financiers des entreprises, qui ont un effet plus large sur la société en général.

Tableau 5: Sommaire statistique des variables

Ce tableau 5 nous présente sommairement les statistiques des variables de quatre groupes : 1) le facteur de risque de marché (le rendement de marché (Rm), les trois facteurs de Fama-French (HML, SMB, Mom)) ; 2) les variables instrumentales (volatilité des taux d'intérêt (Vollnt), taux de dividende (TauxDiv), la non-liquidité des entreprises à court terme (Illiqui), l'écart de crédit (EcartCredit) et pente de la structure à terme (Pente)) ; 3) les variables de contrôle (Effet de Janvier (Jan) et Effet de Weekend (WKD)) et 4) les rendements des entreprises regroupées par type de fraude. La fenêtre d'estimation de ces variables pour chaque événement est de 500 jours ouvrables avant la première annonce médiatique jusqu'à 500 jours ouvrables après la dernière annonce médiatique. Les résultats montrés dans ce tableau représentent la moyenne de tous les événements-entreprises étudiés (pour les trois premiers groupes de variables) ou celle des événements-entreprises du même type de fraude (pour le dernier groupe de variables).

	Moyenne	Médiane	Écart-type	Min	Max	Asymétrie	Épaisseur	Jarque-Bera Test
Facteurs de risque de marché								
RmRf	0,0196	0,0693	12 702	-89 500	113 500	-0,0452	43 448	0,004 7
SMB	0,0154	0,0347	0,6060	-50 700	43 500	-0,1245	25 762	0,089 2
HML	0,0160	0,0166	0,5939	-51 200	40 100	0,0648	44 230	0,000 1
MOM	0,0083	0,0644	0,9970	-82 200	70 500	-0,6419	51 159	0,000 0
Variables instrumentales								
Vollnt	0,329 8	0,177 6	18 632	-44 732	164 876	10 344	37 687	0,0288
TauxDiv	-0,2447	-0,452 0	13 453	-32 664	80 015	0,5595	-0,1339	0,0001
Illiqui	-0,0319	-0,267 7	12 664	-41 938	102 226	0,9287	19 665	0,0005
EcartCredit	0,0386	-0,0304	1,4239	-6,1189	4,5280	-0,0628	0,1127	0,0535
Pente	0,1896	0,2834	1,3328	-3,4966	4,6802	-0,1268	-0,3819	0,0110
Variables de contrôle								
JAN	0,0800	0,0000	0,2712	0,0000	1,0000	3,1052	7,7032	0,0000
WKD	0,1872	0,0000	0,3902	0,0000	1,0000	1,6054	0,5819	0,0000
Types de fraude								
Corruption	0,0004	0,0001	0,0310	-0,9425	1,0236	0,7172	24,0795	0,0000

Manipulation des états financiers	0,0003	0,0000	0,0263	-0,8963	0,8698	0,2607	18,2304	0,0000
Détournement de fonds	0,0003	0,0000	0,0273	-0,9425	0,8876	0,3010	12,5540	0,0000
Vendeurs malhonnêtes	0,0003	0,0000	0,0283	-0,9425	0,9022	0,3816	16,3601	0,0000
Clients malhonnêtes	0,0005	0,0001	0,0194	-0,1914	0,2073	0,3046	6,6915	0,0000
Piratage	0,0004	-0,0001	0,0273	-0,5867	0,6037	0,4907	10,9319	0,0000
Vol d'information	0,0005	0,0001	0,0262	-0,8397	0,8876	0,9697	22,6752	0,0001
Fraude d'impôt	0,0003	0,0002	0,0201	-0,2425	0,1479	-0,0682	8,6958	0,0000
Fraude de faillite	0,0002	-0,0008	0,0412	-0,3902	0,8698	1,2833	21,3701	0,0000
Fraude d'assurance	0,0004	0,0002	0,0224	-0,2589	0,8698	1,0050	23,0745	0,0000
Fraude de soins de santé	0,0003	0,0003	0,0234	-0,4669	0,2888	-0,8369	21,6951	0,0000
Fraude au niveau des prêts	0,0000	-0,0006	0,0413	-0,9051	0,8876	0,7568	29,4249	0,0000
Autres	0,0004	0,0000	0,0277	-0,9425	0,9022	0,3616	15,1017	0,0001

Tableau 6: Sommaire statistique entre les types de fraude et le traitement médiatique

Ce tableau nous permet de comprendre le traitement médiatique pour chaque sous-échantillon de type de fraude. En effet, pour chaque ligne de type de fraude, les quatre critères de traitement médiatique (Nombre d'articles, Durée de l'événement, Nombre de mots, à la Une du Journal) sont analysés pour chaque statistique, comme le minimum (Min), la médiane, la moyenne (E()), le 75^e centile (p75) et le maximum (Max)).

	Nombre d'articles					Durée de l'événement				
	Min	Médiane	E()	p75	Max	Min	Médiane	E()	p75	Max
Corruption	1	1	4,1	3	35	1	1	255,8	198,0	2566
Manipulation des états financiers	1	1	4,8	4	46	1	1	470,0	779,0	2668
Détournement de fonds	1	1	2,8	2	29	1	1	153,8	79,0	1531
Vendeurs malhonnêtes	1	1	2,7	3	19	1	1	262,8	410,0	2566
Clients malhonnêtes	1	1	1,4	2	2	1	1	269,8	673,0	673
Piratage	1	1	1,7	2	12	1	1	87,4	10,0	1029
Vol d'information	1	1	3,2	2	46	1	1	158,4	128,0	2034
Fraude d'impôt	1	1	2,4	1	14	1	1	110,8	1,0	1187
Fraude de faillite	1	1	4,2	2	22	1	1	470,7	633,0	2504
Fraude d'assurance	1	1	1,5	1	6	1	1	10,2	1,0	92
Fraude de soins de santé	1	1	3,2	4	12	1	1	312,9	750,0	1189
Fraude au niveau des prêts	1	1	2,1	2	15	1	1	132,7	123,0	999
Autres	1	1	1,2	1	3	1	1	33,5	1,0	490
	Nombre de mots					Nombre à la Une du Journal				
	Min	Médiane	E()	p75	Max	Min	Médiane	E()	p75	Max
Corruption	102	959	2488,2	1720	28341	0	0	0,2	0	5
Manipulation des états financiers	122	861	2661,3	1915	21766	0	0	0,2	0	5
Détournement de fonds	90	616	1598,2	1150	18996	0	0	0,1	0	3
Vendeurs malhonnêtes	113	752	1667,0	1982	10161	0	0	0,1	0	1
Clients malhonnêtes	160	384	1125,8	2456	2456	NA	NA	NA	NA	NA
Piratage	102	701,5	864,8	1058,5	6812	0	0	0,0	0	1

Vol d'information	110	930	1959,7	1492	20320	0	0	0,3	0	5
Fraude d'impôt	145	283	1019,6	580	5702	NA	NA	NA	NA	NA
Fraude de faillite	386	671	2034,8	1600	10166	NA	NA	NA	NA	NA
Fraude d'assurance	266	464	786,2	544	3900	NA	NA	NA	NA	NA
Fraude de soins de santé	103	406	1353,4	1597	5103	NA	NA	NA	NA	NA
Fraude au niveau des prêts	129	481	1205,6	901,5	9714	0	0	0,1	0	3
Autres	147	632,5	746,8	995	1600	NA	NA	NA	NA	NA

Tableau 7: Sommaire statistique de la répartition du type de fraude selon la victime de fraude et le suivi juridique

Ce tableau traite de la taille des sous-échantillons par combinaison entre les types de fraudes et les types de victimes de fraude (Section A) et par combinaison entre les types de fraudes et les suivis juridiques (Section B). En effet, chacun des quatorze types de fraudes en ligne est classé par sept types de victime de fraude comme Entreprise (Ent), Gouvernement (Gouv), Clients (Clients), Employés (Empl), Fournisseurs (Fourn), Franchisés (Fran) et Société (Soc); et par cinq types de suivi juridique (Pas de suivi juridique ou pas d'accusation (PasSuivi)); Accusation (Accu); Entente hors cour (Entente); Verdict d'acquiescement (Acquit); Verdict de culpabilité (Culpa)). Un événement-entreprise peut nuire directement à plus d'une entité, soit plus d'une victime de fraude. Les pourcentages dans ce tableau représentent la proportion d'une victime de fraude ou d'un suivi juridique répertorié dans chaque type de fraude.

	Section A : Type de fraude — Victime de fraude								Section B : Type de fraude — Suivi juridique				
	Taille	Ent	Gouv	Clients	Empl	Fourn	Fran	Soc	PasSuivi	Accu	Entente	Acquit	Culpa
Corruption	89	25 %	7 %	18 %	0 %	2 %	0 %	49 %	36 %	40 %	5 %	0 %	19 %
Manipulation des états financiers	83	13 %	1 %	14 %	0 %	0 %	1 %	72 %	27 %	34 %	17 %	3 %	19 %
Détournement de fonds	73	39 %	5 %	23 %	0 %	0 %	1 %	32 %	27 %	48 %	4 %	3 %	18 %
Vendeurs malhonnêtes	90	15 %	8 %	48 %	3 %	0 %	2 %	25 %	19 %	48 %	14 %	2 %	17 %
Clients malhonnêtes	5	60 %	0 %	0 %	0 %	20 %	0 %	20 %	60 %	20 %	0 %	0 %	20 %
Piratage	52	70 %	2 %	27 %	2 %	0 %	0 %	0 %	50 %	31 %	2 %	0 %	17 %
Vol d'information	79	62 %	0 %	15 %	3 %	1 %	0 %	18 %	37 %	44 %	2 %	0 %	16 %
Fraude d'impôt	11	23 %	54 %	0 %	0 %	0 %	0 %	23 %	18 %	64 %	0 %	9 %	9 %
Fraude de faillite	13	50 %	0 %	6 %	0 %	0 %	0 %	44 %	50 %	14 %	7 %	0 %	29 %
Fraude d'assurance	10	33 %	0 %	33 %	17 %	0 %	0 %	17 %	9 %	55 %	18 %	0 %	18 %
Fraude de soins de santé	9	17 %	42 %	17 %	0 %	0 %	0 %	25 %	14 %	43 %	14 %	0 %	29 %
Fraude au niveau des prêts	28	38 %	3 %	12 %	0 %	0 %	0 %	47 %	38 %	34 %	17 %	0 %	10 %
Autres	54	45 %	0 %	26 %	5 %	0 %	0 %	24 %	38 %	40 %	9 %	0 %	13 %

8.2. Analyse des choix des variables instrumentales

Inspiré par l'étude de Ferson *et al.* (2004) et la disponibilité des données correspondant à nos critères d'analyse, sept variables instrumentales sont à traiter : la pente de la structure à terme, la concavité de la structure à terme, la volatilité des taux d'intérêt, la volatilité du marché boursier, l'écart de crédit, la non-liquidité du marché et le taux de dividende de marché. Ces dernières variables sont des données quotidiennes et sont normalisées avant d'être ajoutées dans les calculs.

Comme expliqué dans la section de la méthodologie, afin d'éviter les régressions fallacieuses à cause d'une autocorrélation entre les variables, le test de Dickey Fuller est fait pour chacune des sept dernières variables. Concrètement, ce test nous permet de déterminer si une variable a une racine unitaire. Au résultat, la concavité de la structure à terme, la volatilité des taux d'intérêt, l'écart de crédit, la non-liquidité du marché et le taux de dividendes n'ont pas statistiquement une racine unitaire au seuil de 5 %, alors que la pente de la structure à terme et la volatilité du marché ont une p-value supérieure à 0,05 et ont donc statistiquement une racine unitaire. En nous basant sur ces derniers résultats, les variables de la pente de la structure à terme et la volatilité du marché sont différenciées au premier degré afin d'éliminer leur autocorrélation.

Comme mentionné dans la section de la méthodologie, la multicollinéarité, soit la corrélation entre les variables, dans une régression pourrait causer des biais aux résultats de la régression. C'est pourquoi le tableau 27 (Annexe D) nous permet d'analyser la corrélation entre les sept dernières variables instrumentales ainsi que les variables de Fama-French. En général, la plupart des corrélations entre ces variables sont moins de 0,1 en valeur absolue. Plus précisément, le tableau 28 (Annexe D) représente seulement la corrélation entre les variables instrumentales centrées réduites. Par contre, les variables instrumentales, comme la Pente de la structure à terme, la Volatilité des taux d'intérêt et l'Écart de crédit, nous donnent des valeurs de corrélation plus fortes (plus de 0,5 en valeur absolue). En évitant l'effet de cette multicollinéarité entre ces variables instrumentales, le modèle *stepwise* va être utilisé pour choisir les plus pertinentes parmi ces variables.

Finalement, le modèle *stepwise* est utilisé pour vérifier la pertinence des variables instrumentales dans les modèles du mémoire présent. La « p_value » égale à 0 nous permet de

choisir cinq variables au final. Elles sont : la volatilité des taux d'intérêt, le taux de dividendes, la non-liquidité du marché boursier, l'écart de crédit du marché financier et la pente de la structure à terme. De plus, la multicolinéarité entre les variables explicatives dans notre modèle de *CAPM* conditionnel est aussi calculée sous forme des « vif » (*variance inflation factor*). Si le « vif » d'une variable est supérieur à 10, on conclut que cette variable est corrélée fortement avec les autres variables. Selon les résultats montrés au tableau 29 (Annexe D), les vifs des variables dans notre mémoire sont tous entre 1 et 2, ce qui nous assure de la pertinence des cinq variables instrumentales choisies au final.

8.3. Analyse de la performance anormale selon différents critères en lien avec un événement de fraude en entreprise

Avant de traiter l'analyse du risque, nous observons la performance anormale des entreprises à la suite d'une annonce de fraude. Cette performance est quantifiée par l'équation 15 (section 6.1.2) en ajoutant une variable binaire ($i_{p,t_{3j}}$) qui est égale à 1 pour les trois premiers jours suivant la première annonce médiatique ($t=0$) et égale à 0 sinon. Donc, cette performance moyenne de trois jours suivant $t=0$ est captée par le coefficient ($\delta_{\alpha,3j}$) de cette nouvelle variable binaire. Concrètement, la nouvelle équation (28) se lit comme suit :

$$\mathbf{R}_{p,t} = \alpha_{p,t} + \delta_{\alpha,3j} * i_{p,t_{3j}} + \beta_{p,t} (Z_{n,t-1}; i_{p,t_{event}}; i_{p,t_{after}}) * (\mathbf{R}_{m,t} - \mathbf{R}_{f,t}) + \mathbf{h}_{p,t} * \mathbf{HML}_t + \mathbf{s}_{p,t} * \mathbf{SMB}_t + \mathbf{m}_{p,t} * \mathbf{MOM}_t + \mathbf{j}_{p,t} * \mathbf{JAN}_t + \mathbf{w}_{p,t} * \mathbf{WKD}_t + \epsilon_{p,t} \quad (29)$$

Les résultats trouvés montrent que la diminution de la performance anormale pendant les trois jours suivant la première annonce de fraude est dominante. En effet, cette réaction du rendement va être observée plus clairement dans les sous-échantillons selon différents critères, comme le traitement médiatique, les types de fraude, les victimes de fraude ainsi que les suivis juridiques. En suivant les résultats répartis aux différents niveaux du traitement médiatique, nous pensons que plus un événement-entreprise est médiatisé, plus le rendement anormal est affecté négativement. En effet, le nombre de cas dont le risque anormal suit l'annonce de fraude augmente avec le niveau du traitement médiatique. De plus, même si le taux de performance significative et négative de rendement anormal n'est pas très élevé (la plupart sont inférieurs à 10 %), ce dernier est supérieur au pourcentage des cas ayant une augmentation significative du rendement anormal. Seulement les événements-entreprise qui

ont un seul article publié (et ne durent donc qu'un jour), ne suivent pas cette tendance. Ce résultat nous confirme la sensibilité de la performance anormale de l'entreprise à la suite de nouvelles médiatiques : ce fait est cohérent avec des articles expliqués dans notre revue de littérature.

Par ailleurs, à travers les types de fraude, la dominance de la diminution significative du rendement anormal est trouvée dans la plupart des types, sauf pour le détournement de fonds. Par contre, comparée au traitement médiatique, cette tendance est moins claire pour les types de fraudes. Concrètement, plusieurs types n'ont pas de rendement anormal significatif suivant une annonce médiatique ainsi que l'écart entre les cas de rendements significatif et positif et ceux à rendements significatif et négatif n'est pas élevé. Pour les victimes de fraude, cette tendance générale est vraie seulement pour « Clients ». Par contre, la tendance inverse est observée lorsque la victime est le gouvernement ou l'entreprise elle-même. Finalement, pour le dernier critère étudié (les suivis juridiques), les résultats suivent cette tendance, sauf « Verdict d'acquiescement » qui ne trouve aucun événement-entreprise ayant un rendement anormal significatif. Cela semble incohérent avec certaines des études mentionnées dans la revue de littérature. Par contre, on doit faire attention au fait que l'étude événementielle de notre mémoire se base sur la date de la première annonce médiatique et mesure le rendement anormal seulement pour la période de trois jours suivant cette date tandis que les études antérieures portent sur les dates où les décisions juridiques sont sorties. Dans la même perspective, nous notons que la date où les informations sur la victime de fraude ou type de fraude deviennent publiques n'est pas toujours la même que la première annonce (pour les événements-entreprise ayant plus d'un article publié). Ce fait peut affecter l'analyse d'effet de la victime de fraude ou de type de fraude en utilisant seulement le rendement moyen anormal de trois jours suivant $t=0$. De plus, les autres articles utilisent les rendements anormaux accumulés pour analyser la réaction du prix de titre face à l'annonce médiatique, ce qui n'est pas le cas dans notre mémoire.

Tableau 8 : La performance anormale pendant les 3 jours suivant la première annonce de fraude de l'entreprise

Ce tableau nous permet d'analyser comment le rendement anormal de l'entreprise étudiée réagit sur la période des trois premiers jours à la suite de la première annonce médiatique. Ce rendement anormal est estimé par le coefficient de la variable binaire « IAlpha » qui est trouvée dans l'équation (28). « >1,96 » (« <-1,96 ») représentent le pourcentage des entreprises ayant un rendement positif (négatif) et significatif. Les lignes représentent différentes catégories des critères étudiés : traitement médiatique (durée de l'événement, nombre d'articles, nombre de mots et à la Une du Journal), type de fraude, victime de fraude et suivi juridique.

		t-stat (Alpha-3jours)					t-stat (Alpha-3jours)					t-stat (Alpha-3jours)		
		≥1,96	≤-1,96	<0			≥1,96	≤-1,96	<0			≥1,96	≤-1,96	<0
		6												
Durée de l'événement (jours)	1	3 %	2 %	327	Type de fraude	Corruption	1 %	3 %	88	Victime de fraude	Entreprise	2 %	1 %	198
	>25	2 %	7 %	146		Manipulation des états financiers	7 %	6 %	83		Gouvernement	4 %	0 %	28
	>75	2 %	7 %	131		Détournement de fonds	4 %	4 %	73		Clients	3 %	4 %	139
	>250	2 %	8 %	92		Vendeurs malhonnêtes	3 %	4 %	90		Employés	0 %	0 %	11
	>500	2 %	10 %	59		Clients malhonnêtes	0 %	20 %	5		Fournisseurs	0 %	0 %	3
	>1000	0 %	16 %	31		Piratage	2 %	0 %	51		Franchisés	0 %	0 %	2
Nombre d'articles	1	3 %	2 %	327		Vol d'information	1 %	1 %	77	Suivi juridique	Société	3 %	6 %	181
	2	0 %	3 %	64		Fraude Corpo	0 %	5 %	66		Pas de suivi juridique	2 %	3 %	165
	>2	3 %	9 %	97		Fraude d'impôt	0 %	0 %	11		Accusation	4 %	3 %	217
	>4	0 %	14 %	49		Fraude de faillite	0 %	8 %	13		Entente hors cour	2 %	5 %	44
	>10	0 %	14 %	21		Fraude d'assurance	0 %	0 %	10		Verdict d'acquiescement	0 %	0 %	7
	>15	0 %	15 %	13		Fraude de soins de santé	0 %	0 %	9		Verdict de culpabilité	4 %	6 %	85
Nombre de mots des	>200	3 %	3 %	431	Fraude au niveau des prêts	0 %	7 %	28						
	>500	3 %	4 %	300	Autres	2 %	4 %	54						

articles	>1000	4 %	6 %	160
	>2000	2 %	12 %	65
	>3000	0 %	16 %	50
À la Une du Journal	0	3 %	2 %	451
	1	3 %	21 %	33
	>1	0 %	0 %	4

8.4. Analyse générale du changement de risque

Notre échantillon contient un total de 491 événements-entreprise d'irrégularités financières publiées dans le *Wall Street Journal* entre 2000 et 2011. Chaque événement-entreprise s'identifie par une seule entreprise impliquée dans un événement. Notre mémoire se concentre sur la variation du risque total et du risque systématique de l'entreprise à la suite d'une annonce d'irrégularité. Le risque total est modélisé par un modèle *GJR-Garch* conditionnel tandis que le risque systématique est estimé par le bêta dans le modèle conditionnel d'évaluation d'actifs en ajoutant les facteurs de Fama-French.

Comme expliqué dans la section « Méthodologie », les deux variables binaires IPendant et IAprès nous permettent d'expliquer la variation du risque respectivement de la période T_{event} comparée à la période T_{before} et de la période T_{after} comparée à T_{before} . La définition de ces dernières périodes ainsi que les fenêtres d'estimation pour les régressions des deux modèles sont expliquées dans la section « Méthodologie ». Particulièrement, non seulement le changement significatif nous intéresse, mais aussi le sens du changement. C'est pourquoi, dans les séries des tableaux suivants, les distinctions suivantes sont faites : i) entre les deux modèles d'estimation (« Bêta » et « Garch ») ; ii) entre les deux variables binaires (« IPendant » et « IAprès ») ; iii) entre les deux fenêtres d'estimation (« 25 j » et « Complet »).

De plus, le changement significativement positif (« >1,96 ») et le changement significativement négatif (« <-1,96 ») sont aussi étudiés séparément. Sauf indication contraire, les tests suivants sont traités à un niveau de confiance de 95 %.

Parmi les 491 événements-entreprise étudiés, nous avons trouvé- quatre cas spéciaux où l'entreprise n'est plus cotée en bourse américaine même si les médias en parlent encore. Concrètement, ces quatre cas sont Enron Corp (5nov2001-29356110)²⁴, Lehman Brothers Holdings Inc (11apr2007-52490810), Merrill Lynch & Co Inc (28mar2007-59018810) et Reebok International Ltd (25nov2005-75811010). D'ailleurs, certaines entreprises ne sont

²⁴ Présente la date de la première nouvelle de fraude sur *WSJ* (dans notre base de données) et le *cusip* de l'entreprise pour s'identifier sur le marché boursier. Voir Annexe C.

plus sur la liste de *CRSP* avant même que l'événement étudié commence. Ce fait pourrait être la conséquence d'événements antérieurs concernant cette entreprise ou seulement l'effet d'une fusion-acquisition. Les événements-entreprise qui appartiennent à cette dernière situation sont MFE Inc (07apr2011-57906410) et Anheuser Busch Cos Inc (19dec2008-03522910).

8.4.1. *Taux significatifs des variables du modèle*

Pour confirmer la pertinence du choix des modèles d'estimation de risque de notre mémoire, le pourcentage significatif de chaque terme du *GJR-Garch* et du Bêta conditionnel est calculé pour chaque fenêtre d'estimation sur l'échantillon total des événements-entreprise étudiés. Le pourcentage de cas dont le coefficient des variables de chaque modèle est significativement différent zéro est présenté dans le tableau 30 (Annexe D). Selon ces derniers résultats, le modèle *GJR-Garch* représente une bonne performance puisque les taux de paramètres significatifs qui sont liés aux termes « arch », « garch » et « tarch » sont les plus élevés. Concrètement, pour la fenêtre d'estimation de « 25 j », « arch », « tarch » et « garch » sont respectivement significatifs à 41 %, 62 % et 80 %. Quant à la fenêtre « Complet », ces derniers chiffres montent à 47 %, 78 % et 91 %. D'ailleurs, même si les coefficients des variables du modèle « arma » sont moyennement significatifs, ils nous aident à contrôler l'autocorrélation des rendements. D'autre part, concernant les variables du modèle Bêta conditionnel, les coefficients de la prime de risque de marché « $R_m - R_f$ » atteignent un pourcentage de cas significatifs autour de 98 % alors que les facteurs de Fama-French ont des taux de cas significatifs d'environ 50 % à travers les différentes fenêtres d'estimation. Les variables instrumentales choisies par le modèle *stepwise* contribuent aussi à expliquer le changement du risque systématique de l'entreprise. Par contre, le pourcentage de cas significatifs de ces derniers varie entre eux et entre les fenêtres d'estimation. Bref, les deux modèles *GJR-Garch* conditionnels et de Bêta conditionnel s'avèrent être de bons choix pour mesurer le risque total et le risque systématique de l'entreprise dans le cadre de notre mémoire.

Le test binomial est appliqué en finance pour vérifier si les pourcentages observés sont significativement différents de ceux attendus. Concrètement, dans notre mémoire, ce test d'hypothèse permet de vérifier si le pourcentage du changement significatif de risque observé dans notre échantillon de 491 entreprises est significativement différent de celui attendu

($a=2,5\%$), où les variations de risque, selon les hypothèses sous-jacentes aux régressions utilisées, sont normalement distribuées. En effet, le pourcentage attendu $a=2,5\%$ est le résultat d'un test binomial sur des probabilités associées à un niveau de confiance de 95 %, pour une distribution normale. Pour tester si la différence entre les pourcentages observés et les pourcentages attendus est significative, la statistique qui suit la Loi Chi-2 à un degré de liberté est calculée comme suit (équation 30) :

$$LR = 2 \log \left[\frac{\hat{a}^k (1-\hat{a})^{J-k}}{a^k (1-a)^{J-k}} \right] \sim X^2 \quad (30)$$

où le \hat{a} est le pourcentage estimé du changement significatif. Donc $\hat{a} = k/491$ (pour l'échantillon général) où k est le nombre d'événements-entreprise ayant un changement significatif du risque à la suite d'annonces médiatisées concernant des irrégularités et $J = 491$. Le rejet de l'hypothèse nulle de ce test d'hypothèse nous confirme une différence significative entre le pourcentage observé et le pourcentage attendu.

Le tableau 31 (Annexe D) contient les pourcentages des cas observés dont le risque change significativement à la suite d'annonces de fraude. En effet, la plupart des cas rejettent l'hypothèse nulle, à différents seuils de confiance (90 %, 95 % et 99 %). Par ailleurs, la période après l'événement (T_{after}) révèle davantage de changements de risque anormaux au niveau de confiance de 99 % que la période T_{event} , à la fois pour le risque systématique que pour le risque total, pour toutes les fenêtres d'estimation. Cela confirme nos hypothèses que les entreprises expérimentent des changements anormaux de risque à la suite d'annonces médiatiques de fraudes en lien avec l'entreprise.

8.4.2. Répartition des cas dans le temps

Le tableau 32 (Annexe D) présente les changements de risque par événement-entreprise regroupés par année. Le nombre de cas est réparti également pour chaque année, sauf en 2000 et en 2001 puisqu'ils regroupent seulement 3 % des cas au total. Particulièrement, 2004, 2005 et 2006 sont les trois années consécutives révélant le plus grand nombre d'événements-entreprise de fraude. En effet, le risque total estimé par le modèle *GJR-Garch* montre peu de cas dont le taux d'augmentation de risque domine le taux de diminution de risque, sauf pour les années 2007 et 2008, ce qui peut être attribuable à l'effet de la crise financière. Ces résultats sont contraires à nos attentes. Par contre, en observant la tendance du changement du

risque total du marché à travers la fenêtre d'estimation « Rm-Rf », les résultats suivent la même perspective. En effet, l'ajout d'analyse de la fenêtre « Rm-Rf » est considéré comme une analyse directe de l'évolution du risque du marché dans le temps. La cohérence entre les résultats de cette dernière fenêtre et ceux des deux autres (« Complet » et « 25 j ») nous confirme l'importance du marché sur l'évaluation du risque de l'entreprise. Par ailleurs, le risque systématique de l'entreprise, qui est influencé par l'annonce d'irrégularités, est aussi estimé par le bêta conditionnel des facteurs financiers du marché. Le nombre d'années où ce bêta subit plus d'augmentations de risque que de diminutions est plus élevé que celui dans le cas du risque total. En effet, la dominance de l'augmentation du risque systématique ressort davantage pour les années de 2000 à 2005, ce qui diffère selon la période T_{after} ou T_{event} ainsi que pour la fenêtre d'estimation « 25j » ou « Complet ». Particulièrement, les trois années de 2009 à 2011 présentent une forte dominance pour une augmentation du risque systématique à la période des 500 jours suivant l'événement, ce qui n'apparaît pas aux autres fenêtres ou à la période pendant l'événement, toutes choses étant égales par ailleurs.

En bref, l'étude événementielle nous montre un changement significativement anormal du risque, total et systématique, de l'entreprise dans les deux périodes « pendant » et « après » l'événement. Ceci confirme, dans la plupart des cas, les deux sous-hypothèses H1.1 et H1.2 de l'hypothèse 1 présentées ci-dessus. D'ailleurs, nous remarquons que la majorité des événements-entreprise n'ont pas un changement significatif de risque suivant les annonces médiatiques de fraude. Parmi les cas ayant un changement significatif de risque, la dominance de la diminution du risque contre l'augmentation est trouvée. Bien que ces résultats aillent à l'encontre de nos attentes, ils sont cohérents avec les résultats de Reichert *et al.* (1996) et de Cloninger *et al.* (2000). Plusieurs hypothèses sont fournies par ces auteurs pour expliquer ce phénomène. En effet, une annonce de fraude d'une entreprise fournit des informations supplémentaires aux investisseurs et stabiliserait donc le titre et réduirait son bêta. D'autres hypothèses sur la diminution du risque nous font penser à l'anticipation du marché pour une meilleure gestion de l'entreprise. De plus, si une irrégularité financière n'est pas exécutée de façon systématique, l'annonce de la fraude n'affecte que la valeur de l'entreprise sans faire varier son risque. Pour notre mémoire, en souhaitant comprendre plus profondément les facteurs qui peuvent être liés à cette réaction de risque, les sections suivantes représentent des sous-échantillons selon différents critères (le traitement médiatique, le type de fraude, la victime de fraude et le suivi juridique).

8.5. Analyse du changement de risque selon le traitement médiatique de l'annonce d'irrégularité

Les sous-sections qui suivent présentent l'analyse du changement de risque de chaque événement-entreprise selon les critères de traitement médiatique comme la durée de l'événement (section 8.5.1), le nombre de mots des articles (section 8.5.2), le nombre d'articles (section 8.5.3) ainsi que le nombre d'articles à la une du Journal (section 8.5.4).

8.5.1. *La durée de l'événement*

La durée de l'événement (en jours) est définie dans notre mémoire comme la durée en temps entre la première et la dernière annonce médiatique sur le *WSJ*, liée à un événement-entreprise.

Avec la plus grande proportion de l'échantillon général, les événements-entreprise dont la durée est d'une seule journée comportent une probabilité d'augmentation du risque total très faible lorsque comparée au pourcentage de diminution du risque total. Ce dernier persiste pour le changement du risque total de deux périodes d'événement, T_{event} et T_{after} , dans les deux fenêtres d'estimation, à travers tous les sous-échantillons de différentes durées d'événements. Par contre, cet écart entre le pourcentage de l'augmentation et celui de la diminution du risque total diminue en valeur absolue lorsqu'on passe de la fenêtre d'estimation de « 25 j » à celle de « Complet ». D'ailleurs, même si l'augmentation du risque n'est pas la tendance dominante, le risque de subir une augmentation du risque total est plus grand avec la durée des annonces médiatiques. En effet, il n'y a que 2 % des événements à propos desquels une seule annonce a été publiée, qui augmentent le risque total de l'entreprise visée sur la période de 25 jours suivant l'annonce médiatique, tandis que la proportion monte à 15 % si l'événement a plus d'une annonce médiatique et que la durée entre la première et la dernière annonce est de plus de 25 jours. Ce phénomène est d'autant plus vrai pour le risque de la période T_{after} dans une fenêtre d'estimation plus longue de 500 jours (« Complet ») et moins représentatif pour la période pendant les annonces de fraude (T_{event}) en général. De plus, à travers les sous-échantillons de différentes durées d'événement, le taux de changement significatif (en général ou même chaque sens) change très peu entre les trois durées de « plus de 75 jours », « plus de 250 jours » et « plus de 750 jours ». Cependant, pour celui de « plus de 1000 jours », le taux d'augmentation du risque total devient le taux maximal parmi les sous-

échantillons, dans le cas où les estimations impliquent les 500 jours après la dernière annonce médiatique ou les 25 jours après la dernière annonce médiatique.

Pour le risque systématique, les résultats présentés dans l'autre moitié du tableau 9 nous permettent d'analyser les changements de ce risque à la suite d'annonces médiatiques de fraude. En général, comme le risque total, le taux d'augmentation du risque systématique n'est pas dominant par rapport à celui d'une diminution, dans la plupart des cas. Cependant, les résultats d'estimation du risque systématique de la période de 25 jours à la suite de la dernière annonce médiatique de fraude de l'entreprise ne suivent pas cette dernière tendance. Concrètement, sauf les événements avec une seule annonce, tous les autres sous-échantillons des autres durées causent davantage une augmentation du risque systématique à l'entreprise qu'une diminution. Particulièrement, les événements d'une durée de « plus de 1000 jours » obtiennent le pourcentage maximal des cas d'augmentation du risque parmi toutes les autres durées d'événement, toutes choses étant égales par ailleurs. D'ailleurs, en comparant les fenêtres d'estimation, on observe une cohérence interne entre les tendances de variation pour l'ensemble des périodes T_{event} et celles pour l'ensemble des périodes T_{after} . Par contre, le taux de changements significatifs est plus élevé pour la fenêtre de « 25 j » après l'événement que celui de la fenêtre « Complet », soit 500 jours après l'événement.

À partir des résultats de l'échantillon général, notre mémoire s'intéresse ensuite aux événements dont la durée est de plus de 25 jours et où l'entreprise mentionnée dans l'annonce est fraudeuse. En faisant tous les tests de toutes les fenêtres d'estimation pour chacune des deux périodes, T_{after} et T_{event} , les divisant ainsi en sous-échantillons de différentes durées, les résultats sont cohérents avec les tendances analysées pour l'échantillon général. Plus concrètement, même si le taux d'augmentation significative du risque total n'est pas la tendance dominante, ce dernier augmente avec la durée de l'événement, surtout pour la durée de « plus de 100 jours » de « T_{after} – Complet » et de « T_{event} – 25 j ». D'ailleurs, ce sous-échantillon « Fraudeur-25j » nous donne, en termes de valeur absolue, un taux de changement positif significatif du risque plus élevé que celui de l'échantillon général, tandis que cette tendance est inversée pour le taux de la diminution significative du risque.

Dans la même perspective d'analyse, les résultats du changement du risque systématique du sous-échantillon « Fraudeur-25j » suivent tous les critères d'analyse du risque total du même sous-échantillon. Autrement dit, seulement le risque de la période de 25 jours à

la suite de la dernière annonce de fraude représente une tendance dominante d'augmentation du risque. De la même manière, les événements d'une durée de «plus de 1000 jours» possèdent tous les taux maximaux d'augmentation du risque, parmi les différentes durées d'événement. Particulièrement, dans ce sous-échantillon «Fraudeur-25j», les événements-entreprise dont la durée est de plus de 1000 jours subissent un taux d'augmentation de risque maximal et dominant contre le taux de diminution, non seulement pour une courte période de 25 jours après la fin des annonces médiatiques, mais aussi pour une plus longue période, soit de 500 jours.

Tableau 9: Changement du risque selon la durée de l'événement — Échantillon général

Ce tableau nous permet d'analyser le changement du risque total dans les deux périodes T_{event} et T_{after} grâce aux pourcentages d'événements significatifs positifs et significatifs négatifs des deux variables IPendant et IAprès. Chaque ligne représente des sous-échantillons de différentes durées de l'événement (en jours). Les sections traitent respectivement des résultats des fenêtres d'estimation dont T_{after} est de 25 jours (Garch 25j), de 500 jours (Garch Complet).

Section A — Garch 25j						Section A — Beta 25j					
Durée de l'événement	Taille	IAprès		IPendant		Durée de l'événement	Taille	IAprès		IPendant	
		$\geq 1,96$	$\leq -1,96$	$\geq 1,96$	$\leq -1,96$			$\geq 1,96$	$\leq -1,96$	$\geq 1,96$	$\leq -1,96$
1	320	2 %	24 %	5 %	14 %	1	327	5 %	6 %	6 %	4 %
>25	132	15 %	39 %	8 %	23 %	>25	141	6 %	5 %	10 %	18 %
>75	118	17 %	41 %	8 %	23 %	>75	127	6 %	6 %	10 %	20 %
>250	82	16 %	48 %	5 %	27 %	>250	89	7 %	6 %	13 %	24 %
>500	49	16 %	59 %	6 %	35 %	>500	56	5 %	4 %	18 %	29 %
>1000	26	12 %	54 %	12 %	19 %	>1000	30	10 %	3 %	27 %	20 %
Section B — Garch Complet						Section B — Beta Complet					
Durée de l'événement	Taille	IAprès		IPendant		Durée de l'événement	Taille	IAprès		IPendant	
		$\geq 1,96$	$\leq -1,96$	$\geq 1,96$	$\leq -1,96$			$\geq 1,96$	$\leq -1,96$	$\geq 1,96$	$\leq -1,96$
1	309	17 %	34 %	6 %	26 %	1	327	19 %	15 %	5 %	3 %
>25	132	23 %	33 %	11 %	38 %	>25	141	16 %	28 %	9 %	21 %
>75	120	23 %	33 %	10 %	39 %	>75	127	17 %	28 %	9 %	23 %
>250	83	20 %	35 %	13 %	46 %	>250	89	17 %	25 %	10 %	26 %
>500	51	18 %	39 %	16 %	55 %	>500	56	18 %	27 %	13 %	30 %
>1000	27	26 %	41 %	7 %	56 %	>1000	30	20 %	33 %	20 %	23 %

Tableau 10: Changement du risque selon la durée de l'événement — Échantillon « Fraudeur-25j »

Ce tableau nous permet d'analyser le changement du risque total dans les deux périodes T_{event} et T_{after} grâce aux pourcentages d'événements significatifs positifs et significatifs négatifs des deux variables IPendant et IAprès. Chaque ligne représente des sous-échantillons de différentes durées de l'événement (en jours). Les sections traitent respectivement des résultats des fenêtres d'estimation dont T_{after} est de 25 jours (Garch 25j), de 500 jours (Garch Complet).

Section A — Garch 25j						Section A — Beta 25j					
Durée de l'événement	Taille	IAprès		IPendant		Durée de l'événement	Taille	IAprès		IPendant	
		$\geq 1,96$	$\leq -1,96$	$\geq 1,96$	$\leq -1,96$			$\geq 1,96$	$\leq -1,96$	$\geq 1,96$	$\leq -1,96$
>25	132	13 %	28 %	5 %	17 %	>25	110	6 %	5 %	12 %	20 %
>75	118	14 %	31 %	6 %	17 %	>75	99	6 %	5 %	12 %	22 %
>250	82	12 %	38 %	4 %	21 %	>250	72	7 %	4 %	15 %	24 %
>500	49	14 %	51 %	4 %	31 %	>500	49	6 %	4 %	18 %	31 %
>1000	26	12 %	50 %	8 %	19 %	>1000	27	11 %	4 %	26 %	22 %

Section B — Garch Complet						Section B — Beta Complet					
Durée de l'événement	Taille	IAprès		IPendant		Durée de l'événement	Taille	IAprès		IPendant	
		$\geq 1,96$	$\leq -1,96$	$\geq 1,96$	$\leq -1,96$			$\geq 1,96$	$\leq -1,96$	$\geq 1,96$	$\leq -1,96$
>25	132	18 %	29 %	8 %	29 %	>25	110	17 %	27 %	9 %	23 %
>75	120	18 %	28 %	8 %	31 %	>75	99	18 %	27 %	9 %	24 %
>250	83	17 %	30 %	11 %	40 %	>250	72	19 %	24 %	10 %	25 %
>500	51	18 %	35 %	14 %	51 %	>500	49	18 %	27 %	10 %	31 %
>1000	27	26 %	33 %	7 %	52 %	>1000	27	19 %	33 %	15 %	26 %

8.5.2. *Nombre de mots*

Dans notre mémoire, le nombre de mots est défini comme le nombre de mots sur l'ensemble des articles publiés sur *WSJ*, pour un événement-entreprise. La plupart des événements (70 %) présentent un nombre total de mots de moins de 1000 mots.

En général, le pourcentage d'une diminution du risque total domine celui d'une augmentation, et ce, pour toutes les fenêtres d'estimation. Par contre, ce pourcentage de changement significatif du risque total (positif et négatif) augmente avec le nombre de mots. Autrement dit, plus le nombre de mots d'un événement augmente, plus le risque d'un changement de risque total de l'entreprise est élevé.

Par ailleurs, l'analyse du risque systématique donne des résultats plus variés. En effet, pour la fenêtre «25j» jusqu'à la période T_{after} , le pourcentage des augmentations significatives du risque systématique est légèrement inférieur à celui des diminutions, pour tous les sous-échantillons dont le nombre de mots est inférieur à 1000. Par contre, le pourcentage des cas d'augmentation du risque systématique domine fortement ceux des diminutions quand l'événement dépasse 2000 ou même 3000 mots. Pour la période T_{event} , l'augmentation du risque systématique domine sa diminution si le nombre de mots est inférieur à 200, inférieur à 500 ou encore inférieur à 1000. D'ailleurs, entre T_{event} et T_{after} , en général, la période T_{event} montre un plus grand pourcentage de cas de changement du risque systématique (positif et négatif) que la période T_{after} .

D'autre part, le changement du risque systématique est généralement plus prononcé pour la fenêtre «Complet» que pour la fenêtre «25j». Dans ce dernier cas, c'est vrai à la fois pour le changement du risque total que pour le risque systématique de la période T_{after} . Pendant l'événement (T_{event}), le pourcentage d'augmentation et de diminution du risque systématique et du risque total est presque similaire pour les deux fenêtres d'estimation, «Complet» et la fenêtre «25j».

Quand on sépare les événements-entreprise selon le rôle de l'entreprise, qu'elle soit fraudeuse ou fraudée, et que la durée de l'événement soit de plus de 25 jours, la tendance du changement du risque pour la période T_{event} est similaire entre ces deux sous-échantillons et l'échantillon total. Autrement dit, pour les deux fenêtres d'estimation, «25j» et «Complet»,

les deux échantillons (général et fraudeur-25j) ont une augmentation du risque systématique qui domine la diminution du risque, si le nombre de mots est moins de 200, de 500 ou de 1000. Du côté du risque total, l'augmentation du risque est toujours inférieure pour toutes les fenêtres d'estimation à travers les différents critères liés au nombre de mots.

Par contre, l'échantillon « fraudeur-25j » donne des résultats différents pour la période suivant l'événement (T_{after}). En effet, la dominance d'une augmentation du risque, systématique et total, à la période T_{after} est plus prononcée dans cet échantillon « fraudeur-25j ». Du côté du risque systématique, la tendance du changement du risque à travers les niveaux de risque de l'échantillon général est non seulement respectée, mais est aussi plus forte vers le changement positif. D'un autre côté, contrairement à la dominance quant à la diminution du risque total sur l'échantillon général, les événements dont la durée est de plus de 25 jours et dont l'entreprise est fraudeuse, le pourcentage d'une augmentation du risque est beaucoup plus fort. Somme toute, pour les événements ayant un nombre total de mots inférieur à 1000 mots ou inférieur à 500 mots, la probabilité d'une augmentation ou d'une diminution du risque total à la suite de l'événement est similaire.

Tableau 11: Changement du risque selon le nombre de mots des articles — Échantillon général

Ce tableau nous permet d'analyser le changement du risque total dans les deux périodes T_{event} et T_{after} grâce aux pourcentages d'événements significatifs positifs et significatifs négatifs des deux variables IPendant et IAprès. Chaque ligne représente des sous-échantillons de différents nombres de mots totaux d'ensemble des articles sur *WSJ* concernant un événement-entreprise. Les sections traitent respectivement des résultats des trois fenêtres d'estimation dont T_{after} est de 25 jours (Garch 25j), de 500 jours (Garch Complet).

Section A — Garch 25j						Section A — Beta 25j					
Nombre de mots	Taille	IAprès		IPendant		Nombre de mots	Taille	IAprès		IPendant	
		$\geq 1,96$	$\leq -1,96$	$\geq 1,96$	$\leq -1,96$			$\geq 1,96$	$\leq -1,96$	$\geq 1,96$	$\leq -1,96$
<200	54	0 %	20 %	6 %	22 %	<200	56	2 %	2 %	11 %	2 %
>200	413	6 %	30 %	6 %	16 %	>200	427	5 %	7 %	6 %	9 %
>500	285	7 %	32 %	7 %	17 %	>500	296	5 %	6 %	7 %	11 %
>1000	149	10 %	38 %	9 %	19 %	>1000	156	4 %	5 %	8 %	15 %
>2000	59	14 %	49 %	8 %	27 %	>2000	62	8 %	3 %	13 %	16 %
>3000	46	11 %	52 %	9 %	30 %	>3000	49	8 %	4 %	16 %	16 %

Section B — Garch Complet						Section B — Beta Complet					
Nombre de mots	Taille	IAprès		IPendant		Nombre de mots	Taille	IAprès		IPendant	
		$\geq 1,96$	$\leq -1,96$	$\geq 1,96$	$\leq -1,96$			$\geq 1,96$	$\leq -1,96$	$\geq 1,96$	$\leq -1,96$
<200	54	19 %	41 %	4 %	19 %	<200	56	16 %	14 %	11 %	2 %
>200	401	18 %	33 %	8 %	32 %	>200	427	19 %	19 %	5 %	9 %
>500	278	20 %	33 %	8 %	32 %	>500	300	16 %	21 %	6 %	11 %
>1000	148	21 %	33 %	9 %	36 %	>1000	160	15 %	26 %	6 %	17 %
>2000	58	21 %	34 %	12 %	45 %	>2000	65	15 %	29 %	8 %	21 %
>3000	46	24 %	39 %	11 %	46 %	>3000	50	14 %	33 %	10 %	22 %

Tableau 12: Changement du risque selon le nombre de mots des articles — Échantillon « Fraudeur-25j »

Nombre de mots	Taille	IApres		IPendant		Nombre de mots	Taille	IApres		IPendant	
		$\geq 1,96$	$\leq -1,96$	$\geq 1,96$	$\leq -1,96$			$\geq 1,96$	$\leq -1,96$	$\geq 1,96$	$\leq -1,96$
<200	0	-	-	-	-	<200	0	-	-	-	-
>200	102	17 %	36 %	7 %	23 %	>200	110	6 %	5 %	12 %	20 %
>500	97	16 %	37 %	7 %	24 %	>500	105	7 %	4 %	12 %	19 %
>1000	81	16 %	41 %	9 %	26 %	>1000	87	6 %	3 %	11 %	21 %
>2000	49	16 %	43 %	8 %	24 %	>2000	51	10 %	4 %	16 %	18 %
>3000	41	12 %	46 %	7 %	24 %	>3000	43	9 %	5 %	19 %	19 %
Section B — Garch Complet						Section B — Beta Complet					
Nombre de mots	Taille	IApres		IPendant		Nombre de mots	Taille	IApres		IPendant	
		$\geq 1,96$	$\leq -1,96$	$\geq 1,96$	$\leq -1,96$			$\geq 1,96$	$\leq -1,96$	$\geq 1,96$	$\leq -1,96$
<200	0	-	-	-	-	<200	0	-	-	-	-
>200	102	24 %	37 %	11 %	37 %	>200	110	17 %	27 %	9 %	23 %
>500	97	24 %	39 %	11 %	37 %	>500	105	17 %	27 %	10 %	22 %
>1000	82	23 %	41 %	10 %	40 %	>1000	87	17 %	28 %	8 %	23 %
>2000	48	21 %	38 %	15 %	42 %	>2000	51	16 %	31 %	8 %	24 %
>3000	41	24 %	39 %	12 %	44 %	>3000	43	16 %	35 %	9 %	26 %

8.5.3. *Nombre d'articles*

Comme pour les résultats précédents, nous analysons maintenant nos résultats selon le nombre d'articles. De plus, comme pour l'analyse de la durée d'un événement, plus le nombre d'articles concernant l'événement est élevé, plus les entreprises ont tendance à expérimenter un changement significatif de leur risque total. Pour chaque sous-échantillon quant aux nombres d'articles, la variation du risque est souvent plus négative que positive, et ce, pour toutes les fenêtres d'estimation et pour les deux périodes d'analyse, soit pendant et après l'événement.

Par ailleurs, les changements du risque systématique du même échantillon nous présentent différents résultats lorsque comparés aux changements du risque total. Pour la fenêtre d'estimation de Beta25j, plus le nombre d'articles est élevé, plus le pourcentage d'augmentation significative du risque systématique domine le pourcentage de diminution significative. Ce constat s'avère plus fort pour la période T_{after} quand le nombre d'articles est « plus de 2 », « plus de 4 », « plus de 10 », « plus de 15 » et « plus de 30 ». Pour les sous-échantillons dont le nombre d'articles est de 1 ou 2, le nombre de cas où le risque augmente est légèrement inférieur au nombre de cas où le risque diminue. D'un autre côté, pour la période T_{event} , le nombre de cas d'augmentation du risque est dominant pour les trois premiers sous-échantillons dont le nombre de mots est de « 1 », de « 2 » et « plus de 2 ». Par contre, ces deux périodes d'événements, T_{after} ou T_{event} , nous montrent une corrélation positive entre le pourcentage d'augmentation du risque systématique et le nombre d'articles médiatisés concernant cet événement-entreprise. Pour la section B (fenêtre d'estimation « Complet »), les résultats suivent en général tous les constats précédemment mentionnés de la section A (« 25j »). Par contre, la dominance de l'augmentation du risque contre la diminution est moins forte, même si le taux de changement positif significatif de cette fenêtre est plus élevé que l'autre, en valeur relative. Plus spécifiquement, seulement les sous-échantillons dont le nombre d'articles est de « 1 » ou « 2 » ou « plus de 2 » présentent des cas d'augmentation significative du risque qui dominent les cas de diminution significative de risque pour la période T_{after} .

En général, la tendance des changements significatifs de risque total et systématique à travers les différents niveaux du nombre d'articles de l'échantillon général persiste dans le cas

du sous-échantillon « Fraudeur-25j ». Particulièrement, le pourcentage de changement significatif du risque, surtout au sens positif, est plus fort pour ce sous-échantillon. Malgré ce dernier constat, le pourcentage de diminution significative du risque total domine encore celui du pourcentage d'augmentation significative. Par contre, l'entreprise a plus de chances de subir une augmentation du risque systématique si elle a commis une irrégularité dont le traitement médiatique du *WSJ* porte sur une durée de plus de 25 jours. En effet, plus le nombre d'articles est élevé, plus l'entreprise est considérée systématiquement risquée pour la période de 25 jours suivant l'événement. Spécifiquement, cet effet est aussi observé pour la période dite « pendant l'événement » si le nombre d'articles est supérieur à 15, ce qui n'a pas été répertorié dans l'échantillon général.

Tableau 13: Changement du risque selon le nombre d'articles — Échantillon général

Ce tableau nous permet d'analyser le changement du risque total dans les deux périodes T_{event} et T_{after} grâce aux pourcentages d'événements significatifs positifs et significatifs négatifs des deux variables IPendant et IAprès. Chaque ligne représente des sous-échantillons d'un certain nombre d'articles sur *WSJ* concernant un événement-entreprise. Les sections traitent respectivement les résultats des fenêtres d'estimation dont T_{after} est de 25 jours (Garch 25j), de 500 jours (Garch Complet).

Section A — Garch 25j						Section A — Beta 25j					
Nombre d'articles	Taille	IAprès		IPendant		Nombre d'articles	Taille	IAprès		IPendant	
		$\geq 1,96$	$\leq -1,96$	$\geq 1,96$	$\leq -1,96$			$\geq 1,96$	$\leq -1,96$	$\geq 1,96$	$\leq -1,96$
1	320	2 %	24 %	5 %	14 %	1	327	5 %	6 %	6 %	4 %
2	60	10 %	27 %	7 %	18 %	2	64	5 %	6 %	6 %	14 %
>2	88	16 %	47 %	8 %	25 %	>2	93	6 %	4 %	11 %	19 %
>4	43	7 %	56 %	9 %	33 %	>4	46	9 %	4 %	17 %	17 %
>10	18	11 %	72 %	11 %	33 %	>10	20	10 %	0 %	20 %	25 %
>15	11	0 %	91 %	18 %	27 %	>15	12	17 %	0 %	33 %	17 %
>30	2	0 %	100 %	0 %	50 %	>30	2	0 %	0 %	0 %	50 %
Section B — Garch Complet						Section B — Beta Complet					
Nombre d'articles	Taille	IAprès		IPendant		Nombre d'articles	Taille	IAprès		IPendant	
		$\geq 1,96$	$\leq -1,96$	$\geq 1,96$	$\leq -1,96$			$\geq 1,96$	$\leq -1,96$	$\geq 1,96$	$\leq -1,96$
1	309	17 %	34 %	6 %	26 %	1	327	19 %	15 %	5 %	3 %
2	59	20 %	34 %	8 %	34 %	2	64	16 %	22 %	8 %	22 %
>2	88	23 %	35 %	11 %	41 %	>2	93	16 %	28 %	8 %	19 %
>4	43	23 %	42 %	9 %	47 %	>4	46	15 %	33 %	11 %	24 %
>10	18	22 %	50 %	11 %	72 %	>10	20	20 %	25 %	20 %	35 %
>15	11	9 %	55 %	0 %	91 %	>15	12	17 %	17 %	25 %	33 %
>30	2	0 %	100 %	0 %	100 %	>30	2	0 %	50 %	0 %	100 %

Tableau 14 : Changement du risque selon le nombre d'articles — Échantillon « Fraudeur-25j »

Ce tableau nous permet d'analyser le changement du risque total dans les deux périodes T_{event} et T_{after} grâce aux pourcentages d'événements significatifs positifs et significatifs négatifs des deux variables IPendant et IAprès. Chaque ligne représente des sous-échantillons d'un certain nombre d'articles sur *WSJ* concernant un événement-entreprise. Les sections traitent respectivement les résultats des fenêtres d'estimation dont T_{after} est de 25 jours (Garch 25j), de 500 jours (Garch Complet).

Section A — Garch 25j						Section A — Beta 25j					
Nombre d'articles	Taille	IAprès		IPendant		Nombre d'articles	Taille	IAprès		IPendant	
		$\geq 1,96$	$\leq -1,96$	$\geq 1,96$	$\leq -1,96$			$\geq 1,96$	$\leq -1,96$	$\geq 1,96$	$\leq -1,96$
2	37	16 %	22 %	5 %	19 %	2	41	5 %	5 %	10 %	15 %
>2	65	17 %	45 %	8 %	25 %	>2	69	7 %	4 %	13 %	23 %
>4	38	8 %	53 %	8 %	29 %	>4	40	10 %	5 %	20 %	20 %
>10	16	13 %	69 %	6 %	31 %	>10	17	12 %	0 %	24 %	29 %
>15	9	0 %	89 %	11 %	22 %	>15	10	20 %	0 %	40 %	20 %
>30	2	0 %	100 %	0 %	50 %	>30	2	0 %	0 %	0 %	50 %
Section B — Garch Complet						Section B — Beta Complet					
Nombre d'articles	Taille	IAprès		IPendant		Nombre d'articles	Taille	IAprès		IPendant	
		$\geq 1,96$	$\leq -1,96$	$\geq 1,96$	$\leq -1,96$			$\geq 1,96$	$\leq -1,96$	$\geq 1,96$	$\leq -1,96$
2	37	24 %	32 %	11 %	27 %	2	41	17 %	27 %	12 %	24 %
>2	65	23 %	40 %	11 %	43 %	>2	69	17 %	28 %	7 %	22 %
>4	38	24 %	45 %	11 %	47 %	>4	40	18 %	35 %	10 %	28 %
>10	16	25 %	50 %	13 %	69 %	>10	17	24 %	24 %	18 %	41 %
>15	9	11 %	56 %	0 %	89 %	>15	10	20 %	20 %	20 %	40 %
>30	2	0 %	100 %	0 %	100 %	>30	2	0 %	50 %	0 %	100 %

8.5.4. À la Une du Journal

Avec une grande proportion (90 %) des nouvelles d'un événement qui ne sont pas publiées à la Une du *WSJ*, l'analyse du changement du risque de l'entreprise selon le nombre d'articles publiés à la Une du *WSJ* est critiquable à cause de la petite taille des sous-échantillons. Comme les autres critères du traitement médiatique analysés ci-dessus, une grande proportion des changements significatifs du risque, tant total que systématique, est de sens négatif. Par ailleurs, en filtrant tous les événements dont l'entreprise est fraudée et dont la durée de l'événement est de moins de 25 jours, les résultats paraissent dans le même sens négatifs, tant pour le risque systématique que pour le risque total.

En conclusion, l'hypothèse 4 (H4.1 et H4.2) concernant l'effet du degré de médiatisation de l'annonce de l'irrégularité sur le risque de l'entreprise n'est respectée que partiellement. En effet, pour les deux périodes de l'événement, Tevent et Tafter, le pourcentage des cas ayant une diminution du risque est plus élevé que celui d'une augmentation malgré que ces événements-entreprise soient regroupés par différents degrés de médiatisation. Cependant, en comparant entre eux les niveaux du traitement médiatique, une irrégularité qui a plus d'articles publiés ou (et) un plus grand nombre de mots total sur le *WSJ* ou (et) une durée plus longue est plus risquée pour l'entreprise, surtout au plan du risque systématique (hypothèse H4.2). Par contre, cette tendance n'est pas parfaitement respectée pour toutes les fenêtres d'estimation pour les deux périodes « pendant » et « après » l'événement. En général, la période Tafter présente cette tendance plus clairement que la période Tevent et, plus spécifiquement, pour les entreprises commettant une irrégularité dont le traitement médiatique se prolonge au-delà d'une période de 25 jours.

Tableau 15: Changement de risque selon le nombre d'articles à la Une de *WSJ* — Échantillon général

Ce tableau nous permet d'analyser le changement du risque total dans les deux périodes T_{event} et T_{after} grâce aux pourcentages d'événements significatifs positifs et significatifs négatifs des deux variables IP_{pendant} et IA_{pres} . Chaque ligne représente des sous-échantillons d'un certain nombre d'articles à la Une de *WSJ* parmi l'ensemble des articles concernant un événement-entreprise. Les sections traitent respectivement des résultats des fenêtres d'estimation dont T_{after} est de 25 jours (Garch 25j), de 500 jours (Garch Complet).

Section A — Garch 25j						Section A — Beta 25j					
A la Une de Journal	Taille	IApres		IPendant		A la Une de Journal	Taille	IApres		IPendant	
		$\geq 1,96$	$\leq -1,96$	$\geq 1,96$	$\leq -1,96$			$\geq 1,96$	$\leq -1,96$	$\geq 1,96$	$\leq -1,96$
0	433	5 %	27 %	6 %	16 %	0	448	5 %	6 %	7 %	8 %
1	31	10 %	45 %	6 %	26 %	1	32	0 %	3 %	6 %	9 %
>1	4	25 %	75 %	50 %	25 %	>1	4	0 %	0 %	0 %	50 %
Section B — Garch Complet						Section B — Beta Complet					
A la Une de Journal	Taille	IApres		IPendant		A la Une de Journal	Taille	IApres		IPendant	
		$\geq 1,96$	$\leq -1,96$	$\geq 1,96$	$\leq -1,96$			$\geq 1,96$	$\leq -1,96$	$\geq 1,96$	$\leq -1,96$
0	422	19 %	34 %	6 %	29 %	0	448	19 %	18 %	6 %	7 %
1	30	10 %	33 %	17 %	37 %	1	32	3 %	28 %	3 %	18 %
>1	4	25 %	50 %	25 %	75 %	>1	4	25 %	25 %	25 %	50 %

Tableau 16: Changement de risque selon le nombre d'articles à la Une de *WSJ* — Échantillon « Fraudeur-25j »

Ce tableau nous permet d'analyser le changement du risque total dans les deux périodes T_{event} et T_{after} grâce aux pourcentages d'événements significatifs positifs et significatifs négatifs des deux variables IP_{pendant} et IA_{pres} . Chaque ligne représente des sous-échantillons d'un certain nombre d'articles à la Une de *WSJ* parmi l'ensemble des articles concernant un événement-entreprise. Les sections traitent respectivement des résultats des fenêtres d'estimation dont T_{after} est de 25 jours (Garch 25j), de 500 jours (Garch Complet).

Section A — Garch 25j						Section A — Beta 25j					
A la Une de Journal	Taille	IApres		IPendant		A la Une de Journal	Taille	IApres		IPendant	
		$\geq 1,96$	$\leq -1,96$	$\geq 1,96$	$\leq -1,96$			$\geq 1,96$	$\leq -1,96$	$\geq 1,96$	$\leq -1,96$
0	83	17 %	35 %	7 %	20 %	0	90	8 %	4 %	12 %	18 %
1	17	12 %	41 %	0 %	35 %	1	18	0 %	6 %	11 %	16 %
>1	2	50 %	50 %	50 %	0 %	>1	2	0 %	0 %	0 %	100 %
Section B — Garch Complet						Section B — Beta Complet					
A la Une de Journal	Taille	IApres		IPendant		A la Une de Journal	Taille	IApres		IPendant	
		$\geq 1,96$	$\leq -1,96$	$\geq 1,96$	$\leq -1,96$			$\geq 1,96$	$\leq -1,96$	$\geq 1,96$	$\leq -1,96$
0	83	25 %	37 %	10 %	39 %	0	90	20 %	26 %	10 %	18 %
1	17	12 %	35 %	12 %	29 %	1	18	0 %	33 %	5 %	32 %
>1	2	50 %	50 %	50 %	50 %	>1	2	50 %	50 %	0 %	100 %

8.6. Analyse du changement de risque à travers les types de fraudes

Les résultats du modèle *GJR-Garch* montrent des changements importants pour le risque total de l'entreprise à la suite d'une annonce de fraude, et ce, peu importe le type de fraude. Par contre, l'ampleur et la tendance de ce changement du risque total dépendent du type de fraude ainsi que de la période de l'événement et de la fenêtre d'estimation du modèle. En effet, pour la plupart des types de fraude, leur annonce est davantage associée à une diminution du risque total qu'à une augmentation du risque, sauf pour les deux types « Clients malhonnêtes » et « Fraude au niveau des prêts ». Même si sa taille est petite ($n=5$), le sous-échantillon de type de fraude « Clients malhonnêtes » montre un pourcentage élevé de changements significatifs du risque total, tant d'une augmentation que d'une diminution, surtout pour la période après l'événement (T_{after}), alors qu'une fraude de type « Fraude au niveau des prêts » nous donne la tendance dominante d'une augmentation du risque total, peu importe dans quelle période, T_{after} ou T_{event} , ou de quelle fenêtre d'estimation « 25j » ou « Complet » il s'agit.

Dans la même perspective que pour l'analyse des résultats des changements du risque total, celle des changements du risque systématique est aussi intéressante. Ceux-ci sont présentés dans la moitié droite des tableaux de résultats. En général, le taux de changement significatif du risque systématique de l'entreprise est encore identifié même s'il est moins élevé que celui du risque total. Cependant, plus de types de fraudes présentent un pourcentage de cas d'augmentation significative du risque comparativement au pourcentage de cas de diminution significative. En effet, pour la fenêtre d'estimation de 25 jours comme suite à la dernière annonce de fraude (« 25j »), les fraudes des types « Corruption », « Manipulation des états financiers », « Vol d'information », « Fraude Corpo » (contenant des sous types comme « Fraude d'impôt », « Fraude de faillite », « Fraude d'assurance » et « Fraude au niveau des prêts »)²⁵ montrent une dominance de cas d'augmentations significatives de risque systématique comparativement aux cas de diminution, pour la période T_{event} . Par contre, cette dominance persiste à la période T_{after} seulement pour « Fraude Corpo », « Fraude

²⁵ Nous avons fait ce regroupement, qui nous semble cohérent en soi, afin d'avoir un seuil minimal de 30 observations par types de fraude, lorsque possible.

d'assurance » et « Fraude au niveau des prêts ». Par ailleurs, pour la fenêtre d'estimation «Complet », le changement positif du risque systématique est plus fort que celui qui est négatif pour les types de fraude « Corruption », « Détournement de fonds », « Vendeurs malhonnêtes », « Clients malhonnêtes », « Fraude corpo » (surtout pour les sous-types comme « Fraude d'impôt », « Fraude de soins de santé », « Fraude au niveau des prêts »). En observant le changement de risque dans la période des annonces médiatiques (T_{event}) de cette fenêtre d'estimation, seulement les fraudes de type « Corruption » et « Fraude Corpo » présentent une tendance dominante de cas d'augmentation du risque systématique.

Même si ce sous-échantillon contient seulement les cas où l'entreprise est présumée frauduleuse et la durée de l'événement est de plus de 25 jours, les remarques mentionnées dans l'analyse de *GJR-Garch* pour l'échantillon général ci-dessus sont encore respectées. En effet, comme dans l'échantillon général, la plupart des types de fraude ont un changement non négligeable du risque total à la suite de l'annonce de fraude, surtout en termes de diminutions significatives qui dominent les augmentations significatives de risque. Concrètement, les types de fraude «Fraude au niveau des prêts » ainsi que « Clients malhonnêtes », même si leurs tailles sont très petites ($n=8$ et $n=1$), suivent encore la tendance d'augmentation du risque total tandis que les autres cas donnent souvent des résultats de tendance inverse. De plus, ce sous-échantillon de « fraudeur-25j » ajoute « Corruption », « Vol d'information » et « Fraude Corpo » dans notre liste des types de fraude ayant une dominance d'augmentation du risque total. Alors que les fraudes de type « Corruption » augmentent le risque total de l'entreprise dans la période de 500 jours à la suite de la dernière annonce médiatique de fraudes, celles classées au type de « Vol d'information » ou de « Fraude Corpo » ont expérimenté une augmentation de risque à court terme de 25 jours, dans les périodes T_{after} et T_{event} . D'ailleurs, en comparant les résultats absolus de l'échantillon général pour l'estimation du risque total, le pourcentage de cas de changements positifs significatifs du risque total de ce sous-échantillon, « Fraudeur-25j », est plus élevé, même si ce dernier ne dépasse pas celui des cas de changements négatifs significatifs.

Comparés à l'échantillon général, les résultats du changement du risque systématique de cet échantillon « fraudeur-25j » ont, en général, moins de cas d'augmentation de risque qui dominent les cas de diminution. Par contre, si un type de fraude suit cette dernière tendance, cela est plus marqué pour presque toutes les fenêtres d'estimation dans les deux périodes T_{after}

et T_{event} . En effet, les fraudes de « Corruption » et de « Fraude Corpo » en constituent des exemples, tandis que les cas de « Manipulation des états financiers » sont moins concluants, même si l'effet d'augmentation du risque semble plus fort que pour l'échantillon général.

Par ailleurs, en analysant la répartition des types de fraudes avec le rôle de l'entreprise mentionnée dans l'événement (soit fraudeuse, soit fraudée) la plupart des cas où l'entreprise est fraudée tombent dans les trois types de fraude « Clients malhonnêtes », « Piratage » ou « Vol d'information ». Pour cette raison, un tableau supplémentaire est créé pour n'étudier que ces cas particuliers. En observant les résultats de l'estimation du risque total de ce sous-échantillon, les fraudes de « Piratage » montrent de fortes augmentations de risque total, surtout pour la période T_{after} , même si la taille de ce sous-échantillon demeure très petite ($n=7$). Ces résultats sont d'ailleurs cohérents avec ceux de l'estimation du risque systématique de ce sous-échantillon. Par contre, cet effet de « Piratage » sur le risque systématique est moins généralisé que sur le risque total en sachant que seulement la période de 25 jours à la suite de la dernière nouvelle médiatique d'un événement (« 25j »- T_{after}) montre davantage des cas d'augmentation de risque que de diminution. Cet effet de « Piratage » sur le risque de l'entreprise apparaît aussi légèrement dans l'échantillon global : donc ce sous-échantillon nous aide à confirmer un certain effet de « Piratage ».

À travers toutes ces analyses ci-dessus, l'hypothèse 2 (H2.1 et H2.2), qui implique que les différents types de fraudes causent différents types d'impact, est respecté, toutes choses étant égales par ailleurs. Par contre, ces différences ne sont pas les mêmes pour toutes les périodes ou pour toutes les fenêtres d'estimation. En général, il y a plus de types de fraude qui suggèrent qu'un événement médiatique néfaste sera suivi d'une augmentation du risque systématique que du risque total : cet effet persiste à travers les différentes fenêtres d'estimation et les périodes T_{event} et T_{after} . Une irrégularité de type « Clients malhonnêtes » ou de type « Fraude au niveau de prêts » risque d'augmenter davantage le risque total de l'entreprise que les autres types de fraudes. Pour le risque systématique, la « Fraude Corpo » et la « Corruption » sont les deux types de fraude qui ont l'impact le plus généralisé, c'est-à-dire peu importe la fenêtre d'estimation.

Tableau 17: Changement du risque selon les types de fraudes — Échantillon général

Ce tableau nous permet d'analyser le changement du risque total dans les deux périodes T_{event} et T_{after} grâce aux pourcentages d'événements significatifs positifs et significatifs négatifs des deux variables IPendant et IAprès. Chaque ligne représente des sous-échantillons de différents types de fraude. Les sections traitent respectivement les résultats des trois fenêtres d'estimation dont T_{after} est de 25 jours (Garch 25j), de 500 jours (Garch Complet).

Section A — Garch 25j						Section A — Beta 25j					
Type de fraude	Taille	IAprès		IPendant		Type de fraude	Taille	IAprès		IPendant	
		$\geq 1,96$	$\leq -1,96$	$\geq 1,96$	$\leq -1,96$			$\geq 1,96$	$\leq -1,96$		
Corruption	83	8 %	37 %	7 %	10 %	Corruption	86	5 %	6 %	8 %	9 %
Manipulation des états financiers	77	6 %	29 %	3 %	23 %	Manipulation des états financiers	82	4 %	5 %	10 %	7 %
Détournement de fonds	71	4 %	18 %	1 %	15 %	Détournement de fonds	73	5 %	5 %	3 %	11 %
Vendeurs malhonnêtes	81	4 %	36 %	6 %	22 %	Vendeurs malhonnêtes	88	3 %	6 %	6 %	14 %
Clients malhonnêtes	5	20 %	20 %	0 %	0 %	Clients malhonnêtes	5	0 %	0 %	0 %	20 %
Piratage	51	8 %	27 %	2 %	12 %	Piratage	51	12 %	4 %	4 %	4 %
Vol d'information	73	8 %	41 %	8 %	15 %	Vol d'information	76	5 %	7 %	9 %	8 %
Fraude Corpo	68	10 %	19 %	10 %	15 %	Fraude Corpo	71	13 %	7 %	17 %	7 %
Fraude d'impôt	9	0 %	11 %	11 %	11 %	Fraude d'impôt	11	0 %	0 %	0 %	0 %
Fraude de faillite	12	0 %	42 %	0 %	8 %	Fraude de faillite	13	15 %	23 %	23 %	15 %
Fraude d'assurance	10	0 %	0 %	10 %	10 %	Fraude d'assurance	10	10 %	0 %	30 %	0 %
Fraude de soins de santé	9	11 %	22 %	11 %	33 %	Fraude de soins de santé	9	0 %	0 %	22 %	0 %
Fraude au niveau des prêts	28	21 %	18 %	14 %	14 %	Fraude au niveau des prêts	28	21 %	7 %	14 %	11 %
Autres	54	0 %	20 %	13 %	15 %	Autres	54	6 %	6 %	6 %	6 %

Section B — Garch Complet						Section B — Beta Complet					
Type de fraude	Taille	IApres		IPendant		Type de fraude	Taille	IApres		IPendant	
		>=1,96	<=-1,96	>=1,96	<=-1,96			>=1,96	<=-1,96		
Corruption	83	19 %	33 %	10 %	37 %	Corruption	86	24 %	19 %	9 %	8 %
Manipulation des états financiers	74	19 %	38 %	1 %	41 %	Manipulation des états financiers	82	13 %	18 %	6 %	9 %
Détournement de fonds	68	21 %	31 %	3 %	22 %	Détournement de fonds	73	18 %	19 %	3 %	12 %
Vendeurs malhonnêtes	80	16 %	44 %	8 %	36 %	Vendeurs malhonnêtes	88	23 %	22 %	6 %	10 %
Clients malhonnêtes	4	0 %	50 %	25 %	25 %	Clients malhonnêtes	5	20 %	0 %	0 %	20 %
Piratage	48	23 %	27 %	13 %	21 %	Piratage	51	10 %	20 %	4 %	10 %
Vol d'information	73	22 %	26 %	8 %	34 %	Vol d'information	76	14 %	20 %	12 %	8 %
Fraude Corpo	67	21 %	28 %	18 %	31 %	Fraude Corpo	71	30 %	20 %	14 %	6 %
Fraude d'impôt	8	13 %	25 %	13 %	38 %	Fraude d'impôt	11	36 %	9 %	0 %	0 %
Fraude de faillite	13	23 %	31 %	0 %	54 %	Fraude de faillite	13	23 %	38 %	8 %	15 %
Fraude d'assurance	10	10 %	20 %	10 %	20 %	Fraude d'assurance	10	20 %	10 %	30 %	0 %
Fraude de soins de santé	9	22 %	67 %	11 %	44 %	Fraude de soins de santé	9	33 %	0 %	33 %	0 %
Fraude au niveau des prêts	27	26 %	19 %	33 %	19 %	Fraude au niveau des prêts	28	32 %	25 %	11 %	7 %
Autres	53	19 %	26 %	6 %	21 %	Autres	54	9 %	17 %	4 %	7 %

Tableau 18: Changement du risque selon les types de fraudes — Échantillon « Fraudeur-25j »

Ce tableau nous permet d'analyser le changement du risque total dans les deux périodes T_{event} et T_{after} grâce aux pourcentages d'événements significatifs positifs et significatifs négatifs des deux variables IPendant et IAprès. Chaque ligne représente des sous-échantillons de différents types de fraude. Les sections traitent respectivement les résultats des fenêtres d'estimation dont T_{after} est de 25 jours (Garch 25j), de 500 jours (Garch Complet).

Section A — Garch 25j						Section A — Beta 25j							
Type de fraude	Taille	IAprès		IPendant		Type de fraude	Taille	IAprès		IPendant			
		$\geq 1,96$	$\leq -1,96$	$\geq 1,96$	$\leq -1,96$			$\geq 1,96$	$\leq -1,96$	$\geq 1,96$	$\leq -1,96$		
Corruption	28	25 %	32 %	4 %	14 %	Corruption	30	10 %	7 %	20 %	17 %		
Manipulation des états financiers	29	10 %	52 %	7 %	28 %	Manipulation des états financiers	34	9 %	3 %	18 %	18 %		
Détournement de fonds	15	20 %	20 %	0 %	20 %	Détournement de fonds	15	0 %	7 %	7 %	33 %		
Vendeurs malhonnêtes	30	10 %	43 %	3 %	33 %	Vendeurs malhonnêtes	34	6 %	6 %	6 %	26 %		
Clients malhonnêtes	1	100 %	0 %	0 %	0 %	Clients malhonnêtes	1	0 %	0 %	0 %	0 %		
Piratage	3	0 %	33 %	0 %	0 %	Piratage	3	0 %	33 %	0 %	0 %		
Vol d'information	9	33 %	22 %	11 %	11 %	Vol d'information	11	0 %	0 %	9 %	27 %		
Fraude Corpo	17	35 %	29 %	12 %	24 %	Fraude Corpo	18	28 %	0 %	28 %	11 %		
Fraude d'impôt	0	0 %	0 %	0 %	0 %	Fraude d'impôt	0	0 %	0 %	0 %	0 %		
Fraude Corpo	Fraude de faillite	5	0 %	80 %	0 %	20 %	Fraude Corpo	Fraude de faillite	6	33 %	0 %	33 %	17 %
	Fraude d'assurance	1	0 %	0 %	0 %	0 %		Fraude d'assurance	1	0 %	0 %	0 %	0 %
	Fraude de soins de santé	3	33 %	33 %	0 %	67 %		Fraude de soins de santé	3	0 %	0 %	33 %	0 %
	Fraude au niveau des prêts	8	63 %	0 %	25 %	13 %		Fraude au niveau des prêts	8	38 %	0 %	25 %	13 %

Autres						Autres					
9						9					
0 %						11 %					
33 %						0 %					
22 %						0 %					
11 %						11 %					
Section B — Garch Complet						Section B — Beta Complet					
Type de fraude	Taille	IApres		IPendant		Type de fraude	Taille	IApres		IPendant	
		>=1,96	<=-1,96	>=1,96	<=-1,96			>=1,96	<=-1,96	>=1,96	<=-1,96
Corruption	29	31 %	24 %	10 %	38 %	Corruption	30	33 %	23 %	20 %	20 %
Manipulation des états financiers	29	24 %	31 %	3 %	52 %	Manipulation des états financiers	34	12 %	35 %	9 %	21 %
Détournement de fonds	14	29 %	36 %	7 %	29 %	Détournement de fonds	15	13 %	27 %	7 %	27 %
Vendeurs malhonnêtes	29	17 %	52 %	10 %	48 %	Vendeurs malhonnêtes	34	15 %	29 %	6 %	26 %
Clients malhonnêtes	1	0 %	0 %	100 %	0 %	Clients malhonnêtes	1	0 %	0 %	0 %	0 %
Piratage	3	0 %	33 %	0 %	33 %	Piratage	3	0 %	67 %	0 %	33 %
Vol d'information	11	36 %	18 %	0 %	27 %	Vol d'information	11	18 %	27 %	18 %	27 %
Fraude Corpo	18	39 %	22 %	39 %	33 %	Fraude Corpo	18	44 %	22 %	22 %	22 %
Fraude d'impôt	0	0 %	0 %	0 %	0 %	Fraude d'impôt	0	0 %	0 %	0 %	0 %
Fraude de faillite	6	33 %	33 %	0 %	83 %	Fraude de faillite	6	33 %	17 %	17 %	33 %
Fraude d'assurance	1	0 %	0 %	0 %	0 %	Fraude d'assurance	1	0 %	100 %	0 %	0 %
Fraude de soins de santé	3	33 %	67 %	33 %	33 %	Fraude de soins de santé	3	67 %	0 %	67 %	0 %
Fraude au niveau des prêts	8	50 %	0 %	75 %	0 %	Fraude au niveau des prêts	8	50 %	25 %	13 %	25 %
Autres	9	11 %	56 %	11 %	22 %	Autres	9	0 %	22 %	0 %	11 %

8.7. Analyse du changement de risque à travers les types de victimes

Selon les résultats du modèle *GJR-Garch*, un changement de risque total à la suite d'annonces médiatiques de fraude de l'entreprise est non négligeable. En général, le changement de risque pour les cas d'irrégularités dont la victime est un des employés de l'entreprise est plus faible que pour les autres sous-échantillons de victimes, en excluant les « Fournisseurs » et « Franchisés » dont la taille est très petite ($n \leq 3$). D'ailleurs, les sous-échantillons de « Gouvernement » et « Société » possèdent souvent le plus grand pourcentage d'augmentation de risque comparativement aux autres sous-échantillons de victimes de fraude, pour la même période et la même fenêtre d'estimation. Particulièrement, le risque total de l'entreprise qui a commis une fraude contre le gouvernement a plus tendance à augmenter seulement pendant la période T_{after} dans la fenêtre d'estimation de « Complet ». Ce résultat est remarquable puisqu'il va à contresens des autres résultats, pour les autres fenêtres d'estimation ainsi que pour les autres périodes d'événement, où c'est plutôt le pourcentage des diminutions significatives de risque total qui domine celui des augmentations significatives de risque.

Comparé aux résultats du changement du risque total modélisés par le *GJR-Garch*, le risque systématique estimé par le bêta a plus de cas dont le pourcentage des augmentations significatives est plus élevé ou égal à celui des diminutions significatives. Plus concrètement, le sous-échantillon « Employés » a une dominance de cas d'augmentations significatives de risque pour la période T_{event} tandis que les résultats de la période T_{after} reviennent à la même tendance que pour le risque total, toutes choses étant égales par ailleurs. Les fraudes dont la victime est le gouvernement subissent en général une dominance plus forte d'augmentations significatives du risque systématique que dans le cas du risque total. Le plus intéressant est que les sous-échantillons « Entreprise » et « Société » montrent plus d'augmentations que de diminutions significatives du risque systématique, ce qui n'est pas le cas pour le risque total.

Les résultats du sous-échantillon « Fraudeur-25j » suggère que les cas de diminutions significatives du risque systématique sont plus fréquents que les augmentations significatives pour la plupart des victimes de fraudes, ce qui est cohérent avec les analyses de changement du risque total ci-dessus. Par contre, le sous-échantillon « Gouvernement » ($n=5$) nous montre un effet contraire, non seulement pour le T_{after} de la fenêtre « Complet », mais aussi pour le T_{event} de la fenêtre « Complet » et le T_{after} de la fenêtre « 25j ». D'ailleurs, les fraudes

commises par les gestionnaires de l'entreprise ont plus tendance à augmenter le risque total de l'entreprise à long terme, soit pour la période de deux années suivant les annonces de fraude (période T_{after} de la fenêtre « Complet »).

Cohérent avec résultats de l'échantillon général, le sous-échantillon des fraudes dont la victime est le gouvernement a encore plus tendance à montrer des augmentations significatives de risque, même si la taille de ce dernier demeure très faible ($n=6$). Particulièrement, pour l'ensemble des événements-entreprise d'une durée de plus de 25 jours et dont la victime est l'entreprise elle-même (sous-échantillon « Entreprise »), on note des augmentations significatives du risque systématique qui commencent au cours de la période d'événement, T_{event} .

En conclusion, ces derniers résultats montrent que, statistiquement, les différentes victimes de fraudes causent différents impacts sur le risque des entreprises, ce qui correspond à l'hypothèse 5 (H5.1 et H5.2) de notre mémoire. Concrètement, si la victime de l'irrégularité est le « Gouvernement », l'entreprise présumée frauduleuse a plus de probabilités de s'exposer à une augmentation significative de son risque, ce qui demeure la seule augmentation significative de risque qui persiste pour toutes les fenêtres d'estimation.

Tableau 19: Changement du risque selon les victimes de fraude — Échantillon général

Ce tableau nous permet d'analyser le changement du risque total dans les deux périodes T_{event} et T_{after} grâce aux pourcentages d'événements significatifs positifs et significatifs négatifs des deux variables IPendant et IAprès. Chaque ligne représente des sous-échantillons de différents types de victime. Les sections traitent respectivement des résultats des fenêtres d'estimation dont T_{after} est de 25 jours (Garch 25j), de 500 jours (Garch Complet).

Section A — Garch 25j						Section A — Beta 25j					
Type de victime	Taille	IAprès		IPendant		Type de victime	Taille	IAprès		IPendant	
		$\geq 1,96$	$\leq -1,96$	$\geq 1,96$	$\leq -1,96$			$\geq 1,96$	$\leq -1,96$		
Entreprise	189	5 %	26 %	6 %	13 %	Entreprise	195	8 %	10 %	8 %	7 %
Gouvernement	25	8 %	16 %	0 %	12 %	Gouvernement	28	4 %	0 %	4 %	14 %
Clients	134	5 %	34 %	7 %	20 %	Clients	139	2 %	4 %	4 %	9 %
Employés	11	0 %	27 %	0 %	9 %	Employés	11	0 %	0 %	27 %	9 %
Fournisseurs	3	0 %	67 %	0 %	0 %	Fournisseurs	3	0 %	0 %	0 %	0 %
Franchisés	1	0 %	100 %	0 %	100 %	Franchisés	2	0 %	0 %	0 %	50 %
Société	172	8 %	31 %	7 %	19 %	Société	178	5 %	4 %	8 %	10 %
Section B — Garch Complet						Section B — Beta Complet					
Type de victime	Taille	IAprès		IPendant		Type de victime	Taille	IAprès		IPendant	
		$\geq 1,96$	$\leq -1,96$	$\geq 1,96$	$\leq -1,96$			$\geq 1,96$	$\leq -1,96$		
Entreprise	184	20 %	31 %	7 %	27 %	Entreprise	195	16 %	23 %	8 %	8 %
Gouvernement	24	29 %	25 %	13 %	38 %	Gouvernement	28	43 %	4 %	7 %	7 %
Clients	130	16 %	39 %	7 %	31 %	Clients	139	20 %	20 %	4 %	11 %
Employés	11	9 %	18 %	0 %	18 %	Employés	11	0 %	9 %	18 %	0 %
Fournisseurs	3	0 %	33 %	0 %	67 %	Fournisseurs	3	0 %	67 %	0 %	0 %
Franchisés	1	0 %	100 %	0 %	100 %	Franchisés	2	0 %	0 %	0 %	0 %
Société	169	18 %	34 %	8 %	34 %	Société	178	17 %	16 %	6 %	9 %

Tableau 20: Changement de risque selon les victimes de fraude — Échantillon « Fraudeur-25j »

Ce tableau nous permet d'analyser le changement du risque total dans les deux périodes T_{event} et T_{after} grâce aux pourcentages d'événements significatifs positifs et significatifs négatifs des deux variables IPendant et IAprès. Chaque ligne représente des sous-échantillons de différents types de victime. Les sections traitent respectivement des résultats des fenêtres d'estimation dont T_{after} est de 25 jours (Garch 25j) ou de 500 jours (Garch Complet).

Section A — Garch 25j						Section A — Beta 25j					
Type de victime	Taille	IAprès		IPendant		Type de victime	Taille	IAprès		IPendant	
		$\geq 1,96$	$\leq -1,96$	$\geq 1,96$	$\leq -1,96$			$\geq 1,96$	$\leq -1,96$	$\geq 1,96$	$\leq -1,96$
Entreprise	24	25 %	29 %	4 %	17 %	Entreprise	27	0 %	7 %	19 %	22 %
Gouvernement	5	40 %	20 %	0 %	40 %	Gouvernement	6	0 %	0 %	17 %	33 %
Clients	39	13 %	41 %	5 %	26 %	Clients	42	0 %	2 %	2 %	17 %
Employés	1	0 %	0 %	0 %	0 %	Employés	1	0 %	0 %	0 %	100 %
Fournisseurs	1	0 %	100 %	0 %	0 %	Fournisseurs	1	0 %	0 %	0 %	0 %
Franchisés	1	0 %	100 %	0 %	100 %	Franchisés	2	0 %	0 %	0 %	50 %
Société	53	17 %	36 %	9 %	21 %	Société	58	0 %	5 %	17 %	21 %
Section B — Garch Complet						Section B — Beta Complet					
Type de victime	Taille	IAprès		IPendant		Type de victime	Taille	IAprès		IPendant	
		$\geq 1,96$	$\leq -1,96$	$\geq 1,96$	$\leq -1,96$			$\geq 1,96$	$\leq -1,96$	$\geq 1,96$	$\leq -1,96$
Entreprise	26	38 %	27 %	12 %	23 %	Entreprise	27	19 %	22 %	15 %	26 %
Gouvernement	5	40 %	40 %	40 %	20 %	Gouvernement	6	50 %	0 %	33 %	33 %
Clients	37	14 %	54 %	5 %	49 %	Clients	42	7 %	33 %	2 %	26 %
Employés	1	0 %	0 %	0 %	0 %	Employés	1	0 %	0 %	0 %	0 %
Fournisseurs	1	0 %	0 %	0 %	100 %	Fournisseurs	1	0 %	100 %	0 %	0 %
Franchisés	1	0 %	100 %	0 %	100 %	Franchisés	2	0 %	0 %	0 %	0 %
Société	54	28 %	31 %	13 %	39 %	Société	58	21 %	28 %	10 %	21 %

8.8. Analyse du changement de risque à travers les suivis juridiques

Parmi les cinq types de suivis juridiques étudiés dans notre mémoire, les irrégularités qui se terminent par « une mise en accusation » par la cour sont les plus nombreux (42 %). Dans l'ordre décroissant quant au nombre de cas, celui pour lequel il n'existe « ni d'accusation de la cour ni de suivi juridique » (32 %) se classe deuxième et il est suivi par le sous-échantillon « Verdict de culpabilité » (16 %) alors que « Verdict d'acquittement » est seulement de 1 % de l'échantillon général de 491 événements-entreprise.

La moitié à gauche du tableau 21 nous présente les résultats sur les changements significatifs du risque total des entreprises à la suite des annonces de fraudes, le tout décomposé selon les différents suivis juridiques qui mettent fin à l'événement. En général, le pourcentage des entreprises ayant un changement significatif de risque total est non négligeable. Par contre, le pourcentage des diminutions significatives de risque domine celui des augmentations significatives. Plus concrètement, cette tendance est beaucoup plus prononcée pour le sous-échantillon « Verdict d'acquittement ». Même si la taille de ce dernier est petite ($n=6$), aucune entreprise ne subit d'augmentation significative de risque à la suite d'un verdict d'acquittement de la cour, sauf dans la fenêtre d'estimation de 25j pour la période T_{after} . De plus, en comparant ces résultats avec ceux des autres sous-échantillons de suivis juridiques, le « Verdict d'acquittement » présente le pourcentage d'augmentations significatives du risque total le plus faible ainsi que celui des diminutions significatives le plus élevé. Pour les quatre autres suivis juridiques, le pourcentage d'une augmentation versus celui d'une diminution de risque ne suit pas la même tendance. En effet, c'est pour la fenêtre « 25j » et le suivi juridique « Accusation » qu'il y a le plus d'augmentations significatives du risque total dans la période d'événement tandis que le suivi juridique « Verdict de culpabilité » s'avère le plus risqué pour l'entreprise sur la période après l'événement. Cependant, si l'horizon d'estimation est élargi jusqu'à 500 jours après l'événement, les cas qui semblent les plus risqués pour les entreprises, pendant les périodes T_{event} et T_{after} , sont respectivement les cas où il n'y a « Pas de suivi juridique » et les cas avec une « Entente hors cour ».

Concernant l'effet sur le risque systématique de l'entreprise, comparativement aux résultats pour le risque total, le pourcentage de cas dont le risque systématique change significativement est moins élevé, même s'il est encore non négligeable. Le sous-échantillon

« Verdict d'acquiescement » présente les mêmes conclusions. Cependant, les deux sous-échantillons « Entente hors cour » et « Verdict de culpabilité » donnent des résultats contre la tendance générale quant à la direction du changement du risque. Avec une « Entente hors cour », l'entreprise subit un taux d'augmentations significatives de risque systématique plus élevé que celui des diminutions. Cette tendance persiste pour toutes les fenêtres d'estimation (« 25j » et « Complet ») dans toutes les périodes (T_{event} et T_{after}) alors qu'avec un « Verdict de culpabilité », cette tendance existe seulement pour la fenêtre d'événement d'au moins 25 jours « 25j » pour les deux périodes, soit pendant (T_{event}) et après (T_{after}).

Dans la même perspective que l'analyse de l'échantillon général ci-dessus, les résultats du changement du risque total de ce sous-échantillon sont cohérents généralement avec ceux de l'échantillon général. Autrement dit, la direction des changements significatifs de risque total ainsi que les remarques concernant le suivi juridique « Verdict d'acquiescement » suivent les mêmes tendances que pour l'échantillon général discuté ci-dessus. Par contre, le sous-échantillon « Pas de suivi juridique » donne des résultats plus intéressants. Le pourcentage des entreprises ayant une augmentation significative du risque total est plus élevé ou égal à celui des cas de diminution significative de risque. Cet effet existe pour la fenêtre d'estimation de « 25j » et devient plus prononcé pour la fenêtre « complet » ainsi que pour la période T_{after} . Les résultats de la période T_{event} sont aussi cohérents avec cette dernière tendance, même si le taux de diminutions significatives de risque demeure dominant.

Le changement de risque systématique dans ce sous-échantillon respecte encore les analyses obtenues pour l'échantillon général, surtout concernant les remarques quant aux trois suivis juridiques « Entente hors cour », « Verdict d'acquiescement » et « Verdict de culpabilité ». D'ailleurs, le sous-échantillon des cas « Pas de suivi juridique » montre un taux des augmentations significatives du risque plus élevé que celui des diminutions. Ce dernier est cohérent avec les résultats du modèle *GJR-Garch* pour ce même sous-échantillon.

En bref, tous les résultats ci-dessus permettent de confirmer l'hypothèse 3 de notre mémoire (H3.1 et H3.2) qui implique que les différents suivis juridiques de la cour peuvent influencer différemment le risque de l'entreprise. En effet, en étant conscient des difficultés pour généraliser nos résultats compte tenu de la petite taille de certains de nos sous-échantillons, un « Verdict d'acquiescement » a statistiquement tendance à réduire le risque des entreprises, total et systématique. D'ailleurs, un « Verdict de culpabilité » possède toujours le

pourcentage maximal d'augmentations significatives de risque de l'entreprise pour la fenêtre d'estimation de « 25j » parmi tous les suivis étudiés, même si le pourcentage des augmentations significatives de risque ne domine pas celui des diminutions significatives. D'autre part, une « Entente hors cour » se traduit par un plus grand risque pour l'entreprise concernée, surtout pour son risque systématique, comparativement aux autres types de suivis juridiques. Particulièrement, même si l'événement médiatique de fraude en entreprise ne dévoile ni de suivi juridique ni d'accusation de la cour, le pourcentage d'augmentations significatives du risque, surtout pour le risque total, s'avère plus élevé pour une « Entente hors cour » que pour les autres suivis juridiques.

Tableau 21: Changement du risque selon les suivis juridiques — Échantillon général

Ce tableau nous permet d'analyser le changement du risque total dans les deux périodes T_{event} et T_{affer} grâce aux pourcentages d'événements significatifs positifs et significatifs négatifs des deux variables IPendant et IAprès. Chaque ligne représente des sous-échantillons de différents suivis juridiques. Les sections traitent respectivement des résultats des fenêtres d'estimation dont T_{affer} est de 25 jours (Garch 25j) ou de 500 jours (Garch Complet).

Section A — Garch 25j						Section A — Beta 25j					
Suivi juridique	Taille	IAprès		IPendant		Suivi juridique	Taille	IAprès		IPendant	
		$\geq 1,96$	$\leq -1,96$	$\geq 1,96$	$\leq -1,96$			$\geq 1,96$	$\leq -1,96$	$\geq 1,96$	$\leq -1,96$
Pas de suivi juridique	159	7 %	29 %	6 %	14 %	Pas de suivi juridique	163	6 %	7 %	6 %	9 %
Accusation	208	3 %	28 %	8 %	18 %	Accusation	215	4 %	5 %	6 %	9 %
Entente hors cour	42	7 %	24 %	5 %	14 %	Entente hors cour	44	7 %	5 %	7 %	5 %
Verdict d'acquittement	6	17 %	50 %	0 %	17 %	Verdict d'acquittement	7	0 %	29 %	14 %	29 %
Verdict de culpabilité	81	9 %	28 %	5 %	20 %	Verdict de culpabilité	84	7 %	6 %	7 %	6 %
Section B — Garch Complet						Section B — Beta Complet					
Suivi juridique	Taille	IAprès		IPendant		Suivi juridique	Taille	IAprès		IPendant	
		$\geq 1,96$	$\leq -1,96$	$\geq 1,96$	$\leq -1,96$			$\geq 1,96$	$\leq -1,96$	$\geq 1,96$	$\leq -1,96$
Pas de suivi juridique	156	21 %	28 %	8 %	28 %	Pas de suivi juridique	163	23 %	14 %	6 %	7 %
Accusation	200	19 %	41 %	6 %	32 %	Accusation	215	12 %	20 %	6 %	8 %
Entente hors cour	43	12 %	37 %	14 %	30 %	Entente hors cour	44	34 %	11 %	7 %	5 %
Verdict d'acquittement	6	0 %	50 %	0 %	50 %	Verdict d'acquittement	7	14 %	29 %	0 %	14 %
Verdict de culpabilité	77	19 %	36 %	6 %	31 %	Verdict de culpabilité	84	12 %	29 %	5 %	15 %

Tableau 22: Changement de risque selon les suivis juridiques — Échantillon « Fraudeur-25j »

Ce tableau nous permet d'analyser le changement du risque total dans les deux périodes T_{event} et T_{after} grâce aux pourcentages d'événements significatifs positifs et significatifs négatifs des deux variables IPendant et IAprès. Chaque ligne représente des sous-échantillons de différents suivis juridiques. Les sections traitent respectivement des résultats des fenêtres d'estimation dont T_{after} est de 25 jours (Garch 25j) ou de 500 jours (Garch Complet).

Section A — Garch 25j						Section A — Beta 25j					
Suivi juridique	Taille	IAprès		IPendant		Suivi juridique	Taille	IAprès		IPendant	
		$\geq 1,96$	$\leq -1,96$	$\geq 1,96$	$\leq -1,96$			$\geq 1,96$	$\leq -1,96$		
Pas de suivi juridique	17	29 %	29 %	18 %	24 %	Pas de suivi juridique	19	16 %	11 %	11 %	21 %
Accusation	51	14 %	31 %	8 %	31 %	Accusation	55	2 %	4 %	5 %	24 %
Entente hors cour	16	19 %	31 %	0 %	6 %	Entente hors cour	17	6 %	0 %	18 %	12 %
Verdict d'acquittement	3	33 %	67 %	0 %	0 %	Verdict d'acquittement	4	0 %	25 %	25 %	50 %
Verdict de culpabilité	26	19 %	42 %	8 %	23 %	Verdict de culpabilité	28	11 %	7 %	14 %	14 %
Section B — Garch Complet						Section B — Beta Complet					
Suivi juridique	Taille	IAprès		IPendant		Suivi juridique	Taille	IAprès		IPendant	
		$\geq 1,96$	$\leq -1,96$	$\geq 1,96$	$\leq -1,96$			$\geq 1,96$	$\leq -1,96$		
Pas de suivi juridique	19	42 %	26 %	21 %	37 %	Pas de suivi juridique	19	32 %	21 %	11 %	26 %
Accusation	50	20 %	46 %	8 %	36 %	Accusation	55	11 %	31 %	7 %	24 %
Entente hors cour	16	19 %	38 %	19 %	25 %	Entente hors cour	17	35 %	12 %	18 %	12 %
Verdict d'acquittement	3	0 %	33 %	0 %	67 %	Verdict d'acquittement	4	0 %	25 %	0 %	25 %
Verdict de culpabilité	25	36 %	28 %	8 %	40 %	Verdict de culpabilité	28	7 %	39 %	7 %	25 %

8.9. Analyse en coupe transversale de la variation du risque

Toujours dans le but de déterminer lequel(les), parmi les types de fraude, les victimes de fraude et les suivis juridiques, affectent significativement le risque des entreprises, à la fois leur risque systématique et leur risque total. En se basant sur des modèles de régressions en coupe transversale (*cross-sectional regressions*), expliqués dans la section « Méthodologie », les résultats qui sont présentés dans les tableaux 23 à 26 permettront d'analyser les différents effets tout en contrôlant l'effet de certaines autres variables explicatives.

La partie gauche des tableaux est liée au changement du risque total de l'entreprise dans les deux périodes T_{event} et T_{after} , pour la fenêtre d'estimation de 500 jours avant la première annonce médiatique jusqu'au 25^e jour suivant la dernière annonce de fraude. Tel que décrit dans la méthodologie, les groupes de référence choisis pour chaque catégorie sont « Autres » pour le type de fraude, « Partie Prenante » pour la victime de fraude et « Pas de suivi juridique ou pas d'accusation ». Pour la période pendant l'événement, ces groupes de référence ont un effet significativement négatif sur la variation du risque total. Parmi les variables de contrôle des caractéristiques des entreprises *Market Capitalisation*, *ROE* et *Financial Leverage*, seulement la valeur boursière de l'entreprise contribue significativement à augmenter le risque total pendant l'événement. D'ailleurs, les autres groupes de chaque catégorie de fraudes généralement ont un effet marginal positif sur le changement du risque. Par contre, cet effet n'est pas significativement plus grand que celui du groupe de référence. Cette tendance générale exclut le « Vol d'information », qui est le seul type de fraude ayant un effet significativement plus fort sur l'augmentation du risque total. Du côté de la période après l'événement, les groupes de victime « Entreprises » et « Société » montrent des effets négatifs significatifs sur le changement du risque tandis que les coefficients des groupes de référence deviennent positifs ou légèrement négatifs mais sont tous non significatifs.

Par ailleurs, en élargissant l'horizon d'estimation jusqu'au 500^e jour après l'événement, les coefficients des variables des groupes sont encore généralement non significatifs, même pour la plupart des groupes de références. Par contre, les groupes de victime de fraude, comme « Entreprise » et « Société », ont un effet marginal significativement négatif sur le risque total pendant l'événement. D'autre part, à la période T_{after} , une irrégularité de type « Fraude Corpo » ainsi qu'une fraude contre le gouvernement provoque une augmentation marginale significative du risque total de l'entreprise. Particulièrement, l'effet d'un « Verdict

de culpabilité » sur le risque total est significativement négatif comparativement à l'effet d'une absence de suivi juridique, ce qui est le groupe de référence.

Du côté du risque systématique, comparativement aux résultats du risque total, la plupart des groupes des catégories ne présentent toujours pas d'effet significatif sur le risque systématique. Par contre, le type de fraude « Fraude Corpo », le groupe « Gouvernement » de la catégorie des victimes ainsi que le « Verdict de culpabilité » de la catégorie des suivis juridiques donnent des résultats qui corroborent les analyses pour le risque total, toutes choses étant égales par ailleurs. Contrairement au cas du risque total, *ROE* est la seule variable de contrôle ayant un effet significatif, concrètement un effet négatif, sur le changement du risque systématique. Ce résultat est cohérent à l'explication de Garbade et al. (1982) : plus une entreprise est grande, donc ayant un *ROE* élevé, plus l'impact négatif d'une détection de fraude est faible. Du côté des autres variables, une « Entente hors cour » annonce une augmentation du risque systématique pour les 25 jours suivant l'événement. De plus, une « Accusation » de la cour provoque un effet négatif et significatif sur le risque systématique, comparativement à son groupe de référence, pour les 500 jours suivant l'événement.

En plus de l'échantillon général qui contient tous les événements-entreprise, le sous-échantillon « Fraudeur-25j », contenant seulement des cas où l'entreprise est le fraudeur et où la durée de l'événement est de plus de 25 jours, est aussi analysé. La contribution de la valeur boursière à l'augmentation du risque total est encore présente dans ce sous-échantillon. Au contraire de l'échantillon général, les groupes de référence ayant un effet marginal négatif et significatif sur le risque systématique le sont pour la période de 500 jours suivant l'événement. Particulièrement, si l'entreprise a commis un piratage dont la durée des publications des articles sur *WSJ* est de plus de 25 jours, ce type de fraude a un effet significativement plus faible que son groupe de référence sur le risque systématique au cours de l'événement. Ce dernier effet est aussi identifié pour une accusation de la cour, à la période après l'événement. Si la société est considérée comme une victime de la fraude, un effet inverse est observé, soit positif et significatif.

En comparant ces résultats à ceux liés au risque systématique de l'échantillon général, toutes les analyses ainsi que les remarques sont similaires pour les deux fenêtres d'estimation, sauf pour le groupe de type de fraude « Corruption » et le groupe de victime « Gouvernement ». Le fait de ne tenir compte que des événements dont la durée excède 25

jours, l'augmentation significative sur le risque de l'entreprise des fraudes de type « Corruption » ou des fraudes réalisées contre le gouvernement ne persiste pas statistiquement.

En conclusion, les régressions de l'analyse en coupe transversale, avec les variables de contrôle afin d'isoler les effets spécifiques de l'entreprise, nous donnent des résultats un peu différents de ceux de l'analyse des tableaux statistiques dans les sections ci-dessus. En général, l'analyse *cross-sectional* nous permet de vérifier les quatre hypothèses (H2, H3, H4 et H5) sur les facteurs déterminants du changement du risque, total et systématique, de l'entreprise. Les résultats montrent des effets sur le risque qui varient d'un facteur à l'autre, ce qui confirme nos hypothèses. Premièrement, les effets significatifs des fraudes de types « Fraude Corpo », « Vol d'information » et « Piratage » sur le changement du risque de l'entreprise nous permettent de confirmer nos hypothèses H2.1 et H2.2. Spécifiquement, la « Fraude Corpo » est la seule qui risque d'augmenter le risque systématique ainsi que le risque total de l'entreprise après l'événement de façon persistante tandis qu'un « vol d'information » ou un « piratage » apportent des changements significatifs au risque de l'entreprise impliquée seulement pendant l'événement ou pour quelques sous-échantillons spécifiques. Concernant l'hypothèse H3 sur les suivis juridiques, une « Accusation » de la cour ou un « Verdict de culpabilité » envers l'entreprise impliquée provoquent souvent un effet négatif et significatif sur le risque de l'entreprise, total ou systématique. Cet effet apparaît le plus souvent sur la période des 500 jours après l'événement alors que, pour les autres périodes, ces suivis juridiques ont un effet non significatif sur le risque. D'ailleurs, dans le sous-échantillon « Fraudeur-25j », une « Entente hors cour » présente un effet positif et significatif sur le risque de l'entreprise après l'événement. C'est là le seul suivi juridique ayant un effet positif et significatif sur le risque. Pour l'hypothèse 4, aucune des variables de traitement médiatique ne donne d'effets significatifs et persistants sur la variation du risque de l'entreprise. Cependant, les sous-échantillons des événements-entreprise d'une durée de plus de 25 jours confirment non seulement les effets des déterminants sur le risque de l'entreprise, mais les renforcent aussi. Par ailleurs, pour l'hypothèse H5 liée à l'analyse des victimes de fraude, le « Gouvernement » est la seule victime qui implique une augmentation du risque (systématique et total) de l'entreprise après l'événement, pour n'importe quelle fenêtre d'estimation. Les autres victimes sont aussi associées à des augmentations du risque de

l'entreprise, mais seulement pour quelques horizons ou quelques sous-échantillons spécifiques.

Tableau 23: Analyse en coupe transversale de la variation du risque total — Échantillon général

Ce tableau nous présente les résultats de l'analyse en coupe transversale sur la variation du risque total de l'entreprise à la période pendant l'événement et à la période après l'événement, comparé à celle avant l'événement. Chaque colonne représente les résultats d'une régression sur cette variation de risque total qui est estimée aux deux fenêtres (« 25 j » et « Complet ») pour chaque période pendant (« Ipendant ») et après (« Iaprès ») de l'événement alors que les variables explicatives de cette variation du risque sont listées en ligne. Les valeurs dans ce tableau sont le coefficient des variables. Les étoiles (*), (**), (***) montrent qu'une variable est significativement différente à 0 aux seuils de 10 %, 5 % et 1 %.

		Garch-25j								Garch-Complet							
		IPENDANT-25j				IAPRES-25j				IPENDANT-Complet				IAPRES-Complet			
Market Capitalisation		4,4E-13**	4,0E-13*	3,8E-13*	4,4E-13**	3,3E-12	2,8E-12	3,7E-12	3,4E-12	4,6E-12	3,9E-12	5,0E-12	4,8E-12	9,0E-14	8,6E-14	5,2E-14	9,5E-14
			-5,9E-08	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1	8,	1,	1,0
Variable de contrôle	ROE	-3,7E-08	08	6,5E-08	4,2E-08	3,2E-06	2,7E-06	2,9E-06	3,1E-06	4,1E-06	3,6E-06	3,8E-06	4,0E-06	,1E-07	8E-08	0E-07	E-07
	Financial Leverage	1,2E-07	07	1,5E-07	1,3E-07	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Traitement médiatique	Nombre d'articles	-1,2E-05				3											
	Nombre de mots	2,1E-08				,1E-06				1,1E-05				9,7E-06			
A la Une du Journal	Nombre de mots					2				7				1			
	Durée de l'événement	-2,2E-05				,9E-05				7,9E-05				3,3E-05			
Type de fraude	Corruption		-1,0E-05				6				8						
	Manipulation des états financiers						,7E-04				,9E-04			6,3E-05*			
Détournement de fonds	Détournement de fonds		-1,2E-05				1				1						
							,2E-03				,3E-03			4,0E-05			
			2,0E-05				1				1			1,			
							,1E-03				,3E-03			9E-05			

	Vendeurs malhonnêtes	4,4E-05	1,2E-03	1	1,4E-03	1	3,4E-05
	Clients malhonnêtes	1,3E-04	,5E-03	1	,5E-03	1	1,6E-05
	Piratage	2,4E-05	,0E-03	1	,1E-03	1	8,9E-07
	Vol d'information	1,2E-04***	,1E-03	1	,4E-03	1	4,5E-05
	Fraude Corporelle	9,6E-05*	,1E-03	1	,1E-03	1	8,5E-05**
	Autres	-1,4E-04***	-	7,4E-04	-	5,2E-04	-
				-		-	
	Entreprise	5,5E-05	1,7E-03***	-	2,1E-03***	-	4,5E-07
	Gouvernement	5,7E-05	-	3,2E-04	-	5,1E-04	1,3E-04**
Victime de fraude	Employés	9,8E-06	5,8E-04	-	6,7E-04	-	3,5E-05
	Société	-	-	1,4E-03**	-	2,0E-03**	-
	Partie prenante	1,1E-04**	1,6E-03*	-	2,4E-03**	-	4,2E-05
	Accusation	2,4E-05	6,6E-04	6	9,1E-04	9	6,0E-06
Suivi juridique	Entente hors cour	4,9E-05	7,8E-04	7	8,8E-04	8	-
	Verdict d'acquiescement	5,0E-05	8,1E-04	8	9,6E-04	9	6,5E-06

				-
Verdict de culpabilité	6,3 E-05	6 ,0E-04	8 ,2E-04	7,9E-05**
Pas de suivi juridique	-			
ou pas d'accusation	1,3E-04***	9 ,5E-10	2 ,0E-04	- 3,3E-05

Tableau 24: Analyse en coupe transversale de la variation du risque systématique — Échantillon général

Ce tableau nous présente les résultats de l'analyse en coupe transversale sur la variation du risque systématique de l'entreprise à la période pendant l'événement et à la période après l'événement, comparé à celle avant l'événement. Chaque colonne représente les résultats d'une régression sur cette variation de risque systématique qui est estimée aux deux fenêtres (« 25 j » et « Complet ») pour chaque période pendant (« IPendant ») et après (« IAprès ») de l'événement alors que les variables explicatives de cette variation du risque sont listées en ligne. Les valeurs dans ce tableau sont le coefficient des variables. Les étoiles (*), (**), (***) montrent qu'une variable est significativement différente à 0 aux seuils de 10 %, 5 % et 1 %.

	Bêta-25j								Bêta-Complet								
	IPENDANT-25j				IAPRES-25j				IPENDANT-Complet				IAPRES-Complet				
Market Capitalisation	9																
	,0E-12	7,4E-12	9,5E-12	8,3E-12	7,5E-13	6,5E-13	8,2E-13	7,6E-13	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ROE	1																
	,4E-05	1,5E-05	1,5E-05	1,5E-05	-	-	1,5E-06***	1,5E-06***	1,5E-06***	3E-05	3E-05	3E-05	3E-05	-	-	-	-
Variable de contrôle	3																
	,6E-06	5,5E-06	4,4E-06	4,4E-06	2,7E-07	1,0E-07	2,3E-07	2,8E-07	-	-	-	-	2E-06	2E-06	2,3E-06	2,9E-06	
Nombre d'articles	4																
	,3E-04				-	1,1E-05			-	1,7E-03			6,8E-05				
Nombre de mots	-																
	5,7E-07				-	1,6E-08			3E-06				7E-08				
A laUne du Journal	9																
	,9E-04				-	2,5E-04			-	8,6E-03			7,8E-04				
Traitement médiatique	1																
	,9E-06				2,5E-07				-	7,9E-06			-	7,6E-07			
Type de fraude																	
	3,1E-03					4,7E-04**				7E-03				7E-04			
Corruption																	

	Manipulation des états financiers	4,2 E-03	3,0 E-04	3 ,1E-02	- 4,0E-04
	Détournement de fonds	3,9 E-03	1,1 E-04	- 2,3E-02	4 ,0E-04
	Vendeurs malhonnêtes	4,9 E-03	4,4 E-04*	- 1,8E-02	2 ,9E-05
	Clients malhonnêtes	5,8 E-03	3,2 E-04	- 3,4E-02	1 ,8E-03
	Piratage	2,6 E-03	3,4 E-04	- 1,0E-02	- 6,7E-05
	Vol d'information	2,5 E-03	9,9 E-05	- 1,2E-02	- 1,7E-07
	Fraude Corpo	- 4,8E-03	7,5 E-04***	- 3,1E-03	9 ,0E-04
	Autres	9,7E-03**	- 1,3E-04	3 ,8E-02	- 7,2E-05
	Entreprise	1, 4E-03	1,8E -04	2 ,1E-03	- 9,9E-06
	Gouvernement	2, 8E-03	2,8E -04	- 1,9E-03	2,9 E-03***
Victime de fraude	Employés	2, 5E-03	- 1,3E-04	8 ,1E-02	- 1,2E-03
	Société	2, 6E-03	3,2E -04*	2 ,2E-02	1,3 E-04
	Partie prenante	- 8,3E-03*	- 9,0E-05	1 ,9E-02	2,0 E-04
Suivi juridique	Accusation	- 1,5E-03	- 8,1E-05	1 ,0E-02	- 1,2E-

				03**
Entente hors cour	1, 4E-03	6,7E -04**	- 8,1E-03	6,1 E-04
Verdict d'acquittemen t	2, 8E-03	- 9,7E-05	- 1,5E-03	- 3,0E-03
Verdict de culpabilité	1, 9E-03	1,9E -04	- 8,5E-03	1,5E- 03**
Pas de suivi juridique ou pas d'accusation	- 6,3E-03	2,3E -04	2 ,9E-02	1,1 E-03

Tableau 25 : Analyse en coupe transversale de la variation du risque total — Échantillon « fraudeur-25j »

Ce tableau nous présente les résultats de l'analyse en coupe transversale sur la variation du risque total de l'entreprise à la période pendant l'événement et à la période après l'événement, comparé à celle avant l'événement. Chaque colonne représente les résultats d'une régression sur cette variation de risque total qui est estimée aux deux fenêtres (« 25 j » et « Complet ») pour chaque période pendant (« Ipendant ») et après (« Iaprès ») de l'événement alors que les variables explicatives de cette variation du risque sont listées en ligne. Les valeurs dans ce tableau sont le coefficient des variables. Les étoiles (*), (**), (***) montrent qu'une variable est significativement différente à 0 aux seuils de 10 %, 5 % et 1 %.

		Garch-25j								Garch-Complet							
		IPENDANT-25j				IAPRES-25j				IPENDANT-Complet				IAPRES-Complet			
Market	Capitalisation	1,0	9,8	9,9	4E-	2,	2,1	2	2	2,	1,	2	1	2,	2,	2,8	2,9
		E-12***	E-13***	E-13***	13***	7E-13	E-13	,1E-13	,0E-13	5E-13	6E-13	,1E-13	,8E-13	9E-13**	6E-13	E-13*	E-13**
Variable de contrôle	ROE	9,1	5,5	4,9	4,	-	-	1,1E-	2,9E-	1,	1,	1	-	3,	5,	4,6	3,7
	Financial Leverage	E-08	E-08	E-08	1E-08	4,2E-09	1,0E-08	08	08	5E-08	6E-08	,8E-08	9,2E-09	9E-08	8E-08	E-08	E-08
Traitement médiatique	À laUne du Journal	9,2	1,2	9,0	7,	4,	4,6	3	2	1,	9,	1	1	1,	1,	1,3	1,3
	Durée de l'événement	E-08	E-07	E-08	2E-08	6E-08	E-08	,4E-08	,7E-08	4E-07	3E-08	,3E-07	,2E-07	2E-07	4E-07	E-07	E-07
Type de fraude	Corruption	-			5,				8,				-				
	Manipulation des états financiers	7,6E-06			5E-07				8E-07				5,6E-07				
Type de fraude	Détournement de fonds	1,3			2,				1,				1,				
		E-08			2E-09				6E-09				4E-09				
Type de fraude		1,3			1,				2,				-				
		E-05			4E-05*				1E-05*				1,4E-05				
Type de fraude		3,7			-				-				8,				
		E-08			4,9E-08				5,2E-08				9E-09				
Type de fraude			1,1						-					1,			
			E-05					9,7E-06	E-05			7,8E-06			9E-05		
Type de fraude									-								
			5,5					6,1E-	05**				4,4E-05		1,		
Type de fraude			E-06											6E-05			
			1,9					3,7				8,		2,			
Type de fraude			E-05					E-06				1E-06		5E-05			

	Vendeurs malhonnêtes	- 2,7E-05	9,9 E-06	1, 5E-05	1, 0E-05
	Clients malhonnêtes	2,7 E-04	1,5 E-04	2, 7E-05	7, 9E-05
	Piratage	8,2 E-06	- 1,0E-04	1,7E- 04**	2, 0E-05
	Vol d'information	- 9,3E-06	2,1 E-05	3, 3E-05	1, 1E-05
	Fraude Corpo	1,3 E-04*	1,5 E-05	2, 0E-05	3, 7E-05
	Autres	- 1,2E-04	- 1,1E-05	- 3,6E-05	1,0E- 04***
	Entreprise	2,6 E-05	3 ,0E-06	1,5E- 05	1,0 E-05
	Gouvernement	- 4,6E-05	4,1E- 06	6,9E- 06	- 1,8E-05
Victime de fraude	Employés	1,8 E-05	7 ,7E-06	2 ,4E-05	1,4 E-05
	Société	6,9 E-05	1 ,8E-05	3 ,3E-05	4,4 E-05***
	Partie prenante	- 1,4E-04*	3,3E- 05	7,2E- 05*	- 9,6E- 05***
Suivi juridique	Accusation	- 9,7E- 05*	- 3,7E- 05	- 3,7E-05	- 4,6E-05**
	Entente hors	-	-	-	-

cour	7,8E-05	1,3E-05	2,4E-05	4,9E-05*
		-		
Verdict d'acquittement	-	2,2E-05	-	-
	6,3E-05		2,3E-05	3,4E-05
Verdict de culpabilité	2,3E-05	3,5E-06	-	-
Pas de suivi juridique ou pas d'accusation	-	3,2E-06	-	-
	3,0E-05		2,4E-05	3,0E-05

Tableau 26 : Analyse en coupe transversale de la variation du risque systématique — Échantillon fraudeur-25j

Ce tableau nous présente les résultats de l'analyse en coupe transversale sur la variation du risque systématique de l'entreprise à la période pendant l'événement et à la période après l'événement, comparé à celle avant l'événement. Chaque colonne représente les résultats d'une régression sur cette variation de risque systématique qui est estimée aux deux fenêtres (« 25 j » et « Complet ») pour chaque période pendant (« Ipendant ») et après (« Iaprès ») de l'événement alors que les variables explicatives de cette variation du risque sont listées en ligne. Les valeurs dans ce tableau sont le coefficient des variables. Les étoiles (*), (**), (***) montrent qu'une variable est significativement différente à 0 aux seuils de 10 %, 5 % et 1 %.

BETA-SOUS		Bêta-25j							Bêta-Complet								
		IPENDANT-25j				IAPRES-25j			IPENDANT-Complet				IAPRES-Complet				
	<i>Market Capitalisation</i>	4,8E-13	2,1E-12	1,3E-12	-7,8E-15	4,7E-12	2,1E-13	4,7E-12	5,1E-12	1,5E-12	-5,8E-13	9,1E-13	8,2E-13	4,3E-12	1,7E-12	7,0E-13	6,6E-12
	<i>ROE</i>	-	-	-	-	3,9E-06*	-	-	5,4E-06***	-	-	-	-	-	-	-	-
Variable de contrôle	<i>Financial Leverage</i>	2,5E-06	4,7E-06	4,7E-06	4,4E-06	-4,0E-07	-	-	-	4,3E-06	4,7E-06	6,7E-06	6,1E-06	5,9E-06	2,9E-06	6,4E-06	5,5E-06
	Nombre d'articles	1,7E-04				4,0E-05				6,4E-05				1,9E-04			
	Nombre de mots	-				-				1,9E-07				2,6E-07			
	À la Une du Journal	3,1E-04				1,4E-04				1,4E-03				1,6E-03			
Traitement médiatique	Durée de l'événement	4,7E-07				-1,7E-07				1,0E-07				3,5E-07			
	Corruption	-				-		8,4E-04		-			7,9E-04		1,1E-03		
	Manipulation des états financiers	8,4E-04				-		-		9,4E-04			-		-		
Type de fraude	Détournement de fonds	4,4E-04				4,4E-06		2,4E-04		8,8E-04			-		2,0E-03		
	Vendeurs malhonnêtes	-				-		1,2E-04		-			-		-		
		2,1E-04				2,1E-04		E-03*		4,1E-04				9,3E-04			

	Clients malhonnêtes	8 ,1E-04	2,6 E-04	4 ,5E-04	2, 9E-03
	Piratage	6 ,1E-04	5,5 E-04	- 4,0E-04	- 4,7E-03
	Vol d'information	- 7,1E-04	4,4 E-04	3 ,6E-04	5, 4E-04
	Fraude Corpo	- 3,6E-05	2,1 E-03***	2 ,2E-04	3, 7E-03**
	Autres	- 7,7E-04	2,3 E-04	- 1,3E-03	- 3,1E-04
	Entreprise	- 4,6E-04	- 1,7E-04	- 4,4E-04	6 ,6E-04
	Gouvernement	2 ,1E-04	- 2,6E-05	2 ,4E-03	5 ,7E-03*
Victime de fraude	Employés	4 ,9E-05	- 8,8E-05	- 1,9E-03	- 2,6E-03
	Société	8 ,6E-04	5 ,2E-04	1 ,1E-03	1 ,6E-03
	Partie prenante	- 1,0E-03	5 ,9E-04	- 2,0E-03	- 2,5E-03
	Accusation	- 5,5E-04	- 5,4E-04	- 1,9E-04	- 4,1E-03***
Suivi juridique	Entente hors cour	1 ,9E-04	1,8 E-03**	1 ,4E-03	- 9,1E-04
	Verdict d'acquittement	- 5,5E-04	- 4,4E-04	- 2,1E-04	- 3,4E-03
	Verdict de culpabilité	1 ,2E-03	- 3,3E-04	1 ,5E-03	- 5,2E-03***

Pas de suivi
juridique ou pas
d'accusation

-
4,0E-04

1,3
E-03

-
1,7E-03

2,5
E-03

9. Conclusion et ouverture

À travers tous les articles analysés dans notre revue de littérature, l'effet négatif et significatif d'une irrégularité financière sur la valeur de l'entreprise est confirmé par plusieurs auteurs. Par contre, cette conclusion n'est pas valide pour tous les types de fraude et dépend de différentes caractéristiques de l'entreprise. Cet effet varie aussi autour des différentes dates où les décisions juridiques sont annoncées. Même si l'effet d'une irrégularité sur le rendement de l'entreprise dépend de contextes spécifiques, cet effet est beaucoup plus cohérent avec nos attentes et plus prononcé que l'effet sur le risque de l'entreprise. Cloninger *et al.* (2000) ou Cox *et al.* (2002) sont parmi les rares auteurs qui font porter leur étude vers l'analyse de risque à la suite d'une annonce de fraude. Leurs résultats ne permettent pas de conclure à un effet négatif et significatif d'une annonce d'irrégularité sur l'entreprise. Plusieurs hypothèses ainsi qu'explications sont proposées pour expliquer cette conclusion contrintuitive, comme une attente, de la part des investisseurs, d'une meilleure gestion de l'entreprise, ou encore que l'irrégularité ne soit pas au niveau systématique pour affecter le risque de l'entreprise, etc. En plus des risques financiers, la réputation de l'entreprise frauduleuse est aussi endommagée ; ce qui aggrave la perte de richesse à l'entreprise. Ces derniers effets, surtout l'effet sur la valeur de l'entreprise, pourraient être affectés par les médias. Concrètement, les nouvelles publiées par un grand journal comme le *WSJ* peuvent influencer la décision d'investissement ; ce qui est indiqué, par exemple, par un changement du volume de transaction. Inspiré de toutes ces perspectives tirées de la revue de littérature, notre mémoire s'oriente vers l'analyse du changement du risque total et celle du risque systématique de l'entreprise une fois que son irrégularité est détectée et publiée par le *WSJ*.

Du côté de la modélisation du risque total et du risque systématique, les modèles conditionnels sont choisis grâce à leur meilleure performance qui est prouvée empiriquement. En effet, le risque total est estimé par un *GJR-Garch* en ajoutant des variables binaires pour distinguer les différentes périodes de l'étude événementielle. Ces variables binaires sont aussi ajoutées dans le modèle conditionnel d'évaluation de performance, inspiré par Ferson *et al.* (1996, 2004). En principe, les coefficients de ces deux variables binaires nous permettent de capturer la variation du risque de l'entreprise entre la période avant (T_{before}) et pendant (T_{event}) l'événement ainsi qu'entre la période avant (T_{before}) et après (T_{after}) l'événement. Les variables instrumentales sont aussi ajoutées dans la modélisation pour éliminer les effets des facteurs du

marché sur le changement du risque de l'entreprise. Ces estimations de changement du risque sont faites dans plusieurs fenêtres d'estimations et dans différents sous-échantillons afin de renforcer nos analyses.

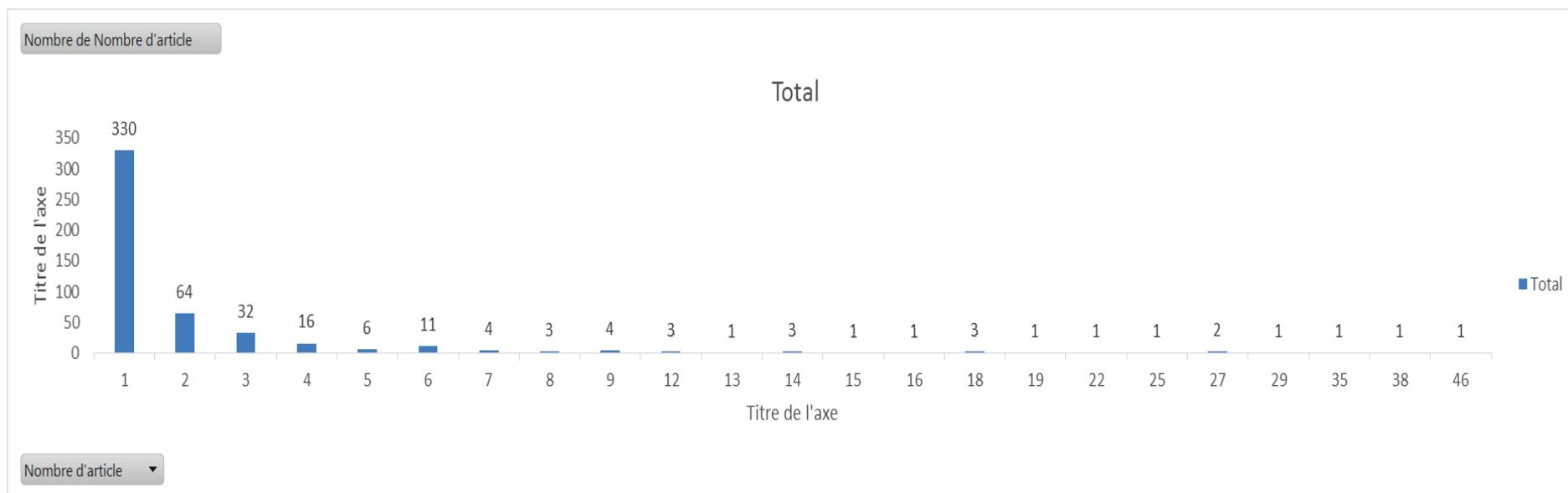
À la lumière des analyses empiriques ci-dessus, réalisées sur différents horizons d'estimation et avec diverses méthodes (l'analyse des tableaux descriptifs et l'analyse *cross-sectional*), les conclusions sur les résultats empiriques suivantes sont retenues. Premièrement, en utilisant les modèles de *GJR-Garch* et de Bêta conditionnel, des changements anormaux de risque total et de risque systématique sont observés pour les deux périodes « pendant » et « après » l'événement. De manière plus spécifique, le recours à des tableaux statistiques ainsi qu'à des régressions en coupe transversale sur les types de fraude, les traitements médiatiques, les victimes de fraude et les suivis juridiques permettent des analyses plus détaillées. Premièrement, pour le traitement médiatique, les tableaux statistiques nous montrent que des degrés de médiatisation causent des effets de différentes ampleurs sur le risque de l'entreprise. Un événement médiatique lié à une fraude financière en entreprise qui a plus d'articles publiés sur le *WSJ* et qui a une durée plus longue s'avère plus risqué pour l'entreprise. Ces résultats sont cohérents avec le fait que les résultats de l'échantillon « Fraudeur-25j » suivent et renforcent les effets du traitement médiatique sur le risque de l'entreprise dans l'échantillon général. Par contre, cet effet n'est pas significatif dans l'analyse en coupe transversale. Parmi les types de fraude, la « Fraude Corpo » est la seule qui implique un effet négatif et significatif sur le risque de l'entreprise après l'événement pour toutes les fenêtres d'estimation, dans les deux échantillons (général et « Fraudeur-25j »), à la fois par l'analyse des tableaux statistiques et l'analyse *cross-sectional*. Comme expliqué précédemment, « Fraude Corpo » est le regroupement de la fraude d'impôt, de la fraude de faillite, de la fraude d'assurance, de la fraude sur les niveaux de prêts, de la fraude d'assurance et de la fraude de soins de santé afin de régler le problème de taille d'échantillon. Par ailleurs, parmi les victimes de fraudes étudiées dans notre mémoire, une fraude contre le « gouvernement » est la plus risquée pour l'entreprise touchée, surtout à long terme après l'événement. Ce résultat apparaît à la fois dans l'analyse des tableaux statistiques et dans l'analyse *cross-sectional* par les régressions, ce qui est cohérent avec les résultats de Cloninger *et al.* (2000), analysés dans la revue de littérature. En sachant que la « Fraude Corpo », surtout les deux composants « Fraude d'impôt » et « Fraude de soins de santé », est fortement corrélée avec la victime « Gouvernement », ces deux derniers résultats permettent de mieux comprendre le

résultat global. Quant aux fraudes de types « Vol d'information » ou « Piratage », dont la victime est souvent l'entreprise elle-même, elles augmentent le risque de l'entreprise à travers l'analyse des tableaux statistiques, mais de manière non persistante dans l'analyse *cross-sectional*. Pour les suivis juridiques, un « Verdict d'acquiescement », qui peut réduire le risque de l'entreprise après l'événement, comme présenté dans la revue de littérature, n'apparaît qu'à l'analyse des tableaux statistiques, ce qui est très critiquable à cause du petit nombre de cas analysés. D'ailleurs, un « Verdict de culpabilité » contribue à augmenter le risque total de l'entreprise seulement pendant l'événement ; tandis qu'après l'événement, cette décision juridique réduit l'augmentation de risque ou encore diminue le risque de façon significative. Ce dernier est cohérent avec l'explication des études précédentes concernant une prévision des investisseurs sur la décision de la cour ou encore à l'attente de l'investisseur d'une meilleure gouvernance de l'entreprise pour le futur. De plus, une « Entente hors cour » laisse un impact plus important sur le risque de l'entreprise, surtout pour les événements de longue durée (plus de 25 jours), ce qui se traduit par une augmentation du risque.

Faisant suite aux méthodologies appliquées ci-dessus ainsi qu'aux résultats trouvés, quelques propositions sont faites pour perfectionner nos études à venir. Premièrement, notre mémoire analyse seulement l'effet absolu d'un événement-entreprise sans tenir compte de l'effet consécutif de plusieurs événements impliquant la même entreprise. Autrement dit, l'effet d'un premier événement sur le risque de l'entreprise pourrait persister et affecter l'effet du deuxième événement. Cela ouvre les perspectives d'une analyse de l'évolution de l'effet d'une série d'événements concernant la même entreprise, ce qui est très intéressant, surtout quant au comportement et à la réaction des investisseurs face au titre de cette entreprise, particulièrement en relation avec la densité dans le temps, pour ainsi dire, des irrégularités. Deuxièmement, les médias, qui évoluent très vite ces dernières années, peuvent avoir des impacts de plus en plus importants sur la décision d'investissement. Une variable de contrôle qui peut mesurer ce développement est surtout cruciale si l'horizon de l'étude s'élargit depuis les années 90 jusqu'à maintenant. Troisièmement, le risque de réputation joue un rôle de plus en plus important dans le comportement de l'investisseur sur le marché financier et non seulement dans le secteur bancaire, comme présenté dans notre revue de littérature. C'est pourquoi le lien entre les annonces médiatiques et le risque pour la réputation de l'entreprise pourrait être une analyse potentielle sur le marché financier.

ANNEXE A : Traitement médiatique

Nombre d'articles pour chaque entreprise par l'évènement



Sommaire du nombre de mots

	O	173	1	297	2	403	1	580	1	755	1	1036	1	1422	1	2764	1	9485	1
	c	174	1	298	2	404	1	581	1	764	1	1039	2	1465	1	2770	1	9714	1
	c	177	1	303	1	405	1	583	2	776	1	1041	1	1468	1	2900	1	10161	1
	u	182	3	304	3	406	1	590	1	777	2	1050	1	1485	1	2922	1	10166	1
	r	185	1	305	1	407	2	591	1	778	1	1059	1	1492	3	2956	1	12439	1
	r	187	1	306	1	409	1	596	1	782	1	1069	1	1509	3	3015	1	14445	1
	e	188	2	308	1	410	1	601	3	783	1	1074	2	1562	1	3073	1	14926	1
	n	195	2	312	2	417	1	611	1	788	1	1078	2	1568	1	3295	1	17030	1
	c	197	1	320	1	419	1	616	1	792	1	1088	1	1570	1	3308	1	17756	1
	e	198	1	321	1	426	1	620	1	796	1	1095	2	1597	1	3350	1	18298	1
90		200	1	328	1	432	3	623	1	807	2	1099	2	1600	2	3403	1	18996	1
102		204	1	330	1	433	5	627	2	817	1	1120	1	1623	2	3416	1	19590	1
103		212	1	331	2	435	1	631	1	820	1	1134	1	1650	1	3535	1	21766	1
110		213	2	332	4	436	1	634	3	821	1	1146	1	1660	2	3594	1	28341	1
113		216	1	335	1	440	1	635	1	827	1	1150	1	1664	1	3665	1	Total	4
114		217	1	338	1	448	2	637	1	836	1	1156	1	1673	1	3863	1		9
115		218	1	348	1	451	1	645	3	841	1	1167	3	1717	1	3900	1		1
116	3	225	1	350	1	456	1	648	1	849	1	1181	1	1720	1	3991	1		
117	1	226	1	351	2	472	1	657	2	861	1	1201	2	1729	1	4291	1		
122	1	228	1	353	1	473	1	664	1	883	1	1202	1	1771	1	4350	1		
127	1	235	1	360	1	479	1	666	1	884	1	1209	1	1777	1	4442	1		
129	1	236	1	362	2	481	1	669	1	885	2	1217	1	1787	1	4458	1		
134	1	238	1	368	1	483	1	671	1	886	1	1218	1	1798	1	4509	1		
137	1	242	1	371	1	493	1	672	1	893	1	1245	5	1821	1	4667	1		
141	1	243	1	372	1	497	1	675	3	894	2	1255	1	1829	1	4760	1		
144	1	244	1	373	1	508	2	679	2	911	1	1278	1	1879	1	4822	1		
145	2	248	1	379	1	510	2	683	1	912	3	1280	1	1898	1	4845	1		
146	2	250	1	380	2	513	1	691	2	914	2	1289	3	1900	1	4995	1		
147	2	256	3	382	3	519	1	698	1	919	1	1291	1	1902	1	5067	1		
149	1	260	1	384	1	522	1	699	1	930	4	1297	1	1915	1	5103	1		
150	1	263	3	385	1	523	1	702	2	935	1	1304	1	1965	1	5219	1		
151	1	264	1	386	3	524	2	703	2	946	1	1313	1	1982	1	5570	1		
152	1	266	1	388	1	529	2	707	4	954	1	1314	1	2209	1	5702	1		
155	1	279	1	390	1	530	1	710	1	955	1	1325	1	2318	1	6725	1		
158	1	280	1	391	1	532	1	720	1	959	1	1337	1	2364	1	6812	1		
159	5	282	1	392	2	537	1	722	1	961	1	1359	1	2394	1	7340	1		
160	2	283	2	393	2	542	1	730	1	963	1	1368	1	2456	2	7568	1		
165	1	286	1	395	1	544	2	731	1	986	1	1375	4	2528	1	7634	1		
168	1	288	1	397	4	547	3	738	1	988	1	1382	1	2652	1	8130	1		
170	1	292	1	401	1	548	1	752	3	995	7	1412	1	2668	1	8622	1		
172	1	293	1	402	1	555	1	753	1	996	1	1413	1	2738	1	9208	1		

Sommaire des durées de l'événement

Durée de l'événement	Occurrence										
		96	2	282	1	489	1	998	1	2501	1
0	330	106	1	294	1	503	1	1025	1	2503	1
1	6	109	1	307	1	535	1	1028	2	2565	1
3	2	118	3	308	1	603	1	1029	1	2667	1
8	1	119	1	313	1	627	1	1102	1	Total général	491
11	1	125	1	315	1	632	1	1184	1		
12	1	127	1	318	1	672	2	1186	1		
15	2	133	2	319	1	675	1	1188	1		
20	1	140	3	322	1	687	1	1190	1		
21	1	147	2	327	1	708	1	1194	1		
25	1	155	1	328	1	713	1	1251	1		
28	1	163	1	340	1	715	1	1255	2		
33	1	166	1	375	1	721	2	1297	1		
36	1	173	1	378	1	743	1	1346	1		
37	1	175	1	393	1	749	1	1359	1		
40	2	197	2	394	3	750	1	1413	1		
42	2	205	1	408	1	756	1	1530	1		
43	1	206	1	409	1	762	1	1594	1		
50	2	212	1	424	1	768	1	1610	1		
53	1	229	1	434	1	778	1	1615	1		
60	1	232	1	442	1	845	1	1617	1		
69	1	245	3	450	1	847	1	1637	1		
78	1	247	1	455	2	869	1	1735	1		
87	1	251	1	467	1	884	1	1869	1		
91	1	252	1	471	1	924	1	2001	1		
94	3	267	1	475	1	930	1	2033	1		

ANNEXE B : La nature des irrégularités financières

Sommaire du type de fraude

Type de fraude	Fréquence		
		Vol d'information	13 %
Corruption	15 %	Fraudes d'impôt	2 %
Manipulation des états financiers	14 %	Fraudes de faillite	2 %
Détournement de fonds	12 %	Fraudes d'assurance	2 %
Vendeurs malhonnêtes	15 %	Fraudes de soins de santé	2 %
Clients malhonnêtes	1 %	Fraude au niveau des prêts	5 %
Piratage	9 %	Autres	9 %

Sommaire du suivi juridique — Victime de fraude

Décision juridique	Fréquence	Victime de fraude	Fréquence
Pas de suivi juridique ou pas d'accusation	32 %	Entreprise	35 %
Accusation	42 %	Gouvernement	5 %
Entente hors cour	8 %	Clients	25 %
Verdict d'acquittement	1 %	Employés	2 %
Verdict de culpabilité	16 %	Fournisseurs	1 %
		Franchisés	0 %
		Société	32 %

ANNEXE C : Liste des événements-entreprise ayant des publications sur *WSJ* de 2000 à 2013

Chaque ligne de ce tableau représente un événement-entreprise de notre base de données, ce qui concerne une irrégularité liée à une seule entreprise. Cet événement est publié sur le *Wall Street Journal*. La première colonne est composée par la date de la première annonce sur *WSJ* et par le cusip de l'entreprise mentionnée dans l'article. Les deuxième et troisième sont correspondants respectivement au « Ticker » et au « Nom » de l'entreprise. Ces dernières informations liées à l'entreprise sont obtenues de « Computstat ».

Date-Cusip	Ticker	Co_Nam
16nov2011-67103H10	ORLY	O REILLY AUTOMOTIVE INC NEW
22sep2011-38141G10	GS	GOLDMAN SACHSGROUP INC
06aug2011-17296742	C	CITIGROUP INC
06aug2011-03741110	APA	APACHE CORP
01aug2011-68389X10	ORCL	ORACLE CORP
22feb2011-08651610	BBY	BEST BUY COMPANY INC
12jul2011-88654710	TIF	TIFFANY & CO NEW
12jul2011-43707610	HD	HOME DEPOT INC
08jul2011-46625H10	JPM	JPMORGAN CHASE & CO
07jul2011-57636Q10	MA	MASTERCARD INC
07jul2011-92826C83	V	VISA INC
05jul2011-03783310	AAPL	APPLE INC
30jun2011-27864210	EBAY	EBAY INC
28jun2011-17296742	C	CITIGROUP INC
24jun2011-46625H10	JPM	JPMORGAN CHASE & CO
16jun2011-17296742	C	CITIGROUP INC
15jun2011-47816010	JNJ	JOHNSON & JOHNSON
10jun2011-38141G10	GS	GOLDMAN SACHSGROUP INC
08jun2011-53983010	LMT	LOCKHEED MARTIN CORP
25may2011-05430310	AVP	AVON PRODUCTS INC
09jun2011-47102X10	JNS	JANUSCAP GROUP INC

29apr2011-45920010	IBM	INTERNATIONAL BUSINESS MACHS COR
29apr2011-92343V10	VZ	VERIZON COMMUNICATIONS INC
08apr2011-17296742	C	CITIGROUP INC
07apr2011-00724F10	ADBE	ADOBE SYSTEMS INC
07apr2011-45814010	INTC	INTEL CORP
07apr2011-68389X10	ORCL	ORACLE CORP
07apr2011-42823610	HPQ	HEWLETT PACKARD CO
26mar2011-06050510	BAC	BANK OF AMERICA CORP
18mar2011-58405U10	MHS	MEDCO HEALTH SOLUTIONS INC
17mar2011-52605710	LEN	LENNAR CORP
04mar2011-38141G10	GS	GOLDMAN SACHSGROUP INC
25feb2011-69347510	PNC	P N C FINANCIAL SERVICES GRP INC
12jan2011-80851310	SCHW	SCHWAB CHARLES CORP NEW
31dec2010-46625H10	JPM	JPMORGAN CHASE & CO
17dec2010-95810210	WDC	WESTERN DIGITAL CORP
14dec2010-34537086	F	FORD MOTOR CO DEL
07dec2010-25470910	DFS	DISCOVER FINANCIAL SERVICES
01dec2010-06050510	BAC	BANK OF AMERICA CORP
23nov2010-08930210	BIG	BIG LOTS INC
15oct2010-26441C20	DUK	DUKE ENERGY CORP NEW
08oct2010-17296742	C	CITIGROUP INC
16aug2010-03783310	AAPL	APPLE INC
09oct2010-46625H10	JPM	JPMORGAN CHASE & CO
09oct2010-26924640	ETFC	E TRADE FINANCIAL CORP
30jul2010-68389X10	ORCL	ORACLE CORP
01aug2011-38259P50	GOOG	GOOGLE INC

15jul2010-46625H10	JPM	JPMORGAN CHASE & CO	22may2010-00971T10	AKAM	AKAMAI TECHNOLOGIES INC
07jul2010-03783310	AAPL	APPLE INC	19oct2009-38259P50	GOOG	GOOGLE INC
26jun2010-38141G10	GS	GOLDMAN SACHS GROUP INC	12nov2009-26864810	EMC	E M C CORP MA
22jun2010-37033410	GIS	GENERAL MILLS INC	27aug2009-46625H10	JPM	JPMORGAN CHASE & CO
11jun2010-24702R10	DELL	DELL INC	27aug2009-06050510	BAC	BANK OF AMERICA CORP
09jun2010-06050510	BAC	BANK OF AMERICA CORP	13aug2009-59491810	MSFT	MICROSOFT CORP
27may2010-25468710	DIS	DISNEY WALT CO	05aug2009-36960410	GE	GENERAL ELECTRIC CO
25jan2008-61744644	MS	MORGAN STANLEY DEAN WITTER & CO	24jul2009-41308610	HAR	HARMAN INTL INDS INC NEW
27apr2010-03783310	AAPL	APPLE INC	24jul2009-94974610	WFC	WELLS FARGO & CO NEW
15apr2010-38141G10	GS	GOLDMAN SACHS GROUP INC	24jul2009-69347510	PNC	P N C FINANCIAL SERVICES GRP INC
15apr2010-42823610	HPQ	HEWLETT PACKARD CO	24jul2009-46625H10	JPM	JPMORGAN CHASE & CO
24feb2010-45814010	INTC	INTEL CORP	22jul2009-62853010	MYL	MYLAN INC
18feb2010-17296742	C	CITIGROUP INC	22jul2009-49558210	KG	KING PHARMACEUTICALS INC
05feb2010-85747710	STT	STATE STREET CORP	20jul2009-80851310	SCHW	SCHWAB CHARLES CORP NEW
15jan2010-38259P50	GOOG	GOOGLE INC	27jun2009-17296742	C	CITIGROUP INC
30jan2010-38259P50	GOOG	GOOGLE INC	17jun2009-59491810	MSFT	MICROSOFT CORP
15jan2010-48203R10	JNPR	JUNIPER NETWORKS INC	14may2009-55262C10	MBI	M B I A INC
15jan2010-00724F10	ADBE	ADOBE SYSTEMS INC	12aug2010-61744644	MS	MORGAN STANLEY DEAN WITTER & CO
16jan2010-98433210	YHOO	YAHOO INC	17apr2009-85590A40	HOT	STARWOOD HOTELS & REST WLDWD INC
02jan2009-59491810	MSFT	MICROSOFT CORP	02feb2009-03783310	AAPL	APPLE INC
23dec2009-17296742	C	CITIGROUP INC	16jan2009-91324P10	UNH	UNITEDHEALTH GROUP INC
17dec2009-36960410	GE	GENERAL ELECTRIC CO	10jan2009-52605710	LEN	LENNAR CORP
12dec2009-17296742	C	CITIGROUP INC	09jan2009-G0408V10	AOC	AON CORP
04dec2009-38141G10	GS	GOLDMAN SACHS GROUP INC	02jan2009-59491810	MSFT	MICROSOFT CORP
04dec2009-06050510	BAC	BANK OF AMERICA CORP	26dec2008-92343V10	VZ	VERIZON COMMUNICATIONS INC
04dec2009-61744644	MS	MORGAN STANLEY DEAN WITTER & CO	19dec2008-36960410	GE	GENERAL ELECTRIC CO
04nov2009-17296742	C	CITIGROUP INC	19dec2008-28551210	ERTS	ELECTRONIC ARTS INC
15oct2009-94974610	WFC	WELLS FARGO & CO NEW	19dec2008-77537110	ROH	ROHM & HAAS CO

23feb2011-17296742	C	CITIGROUP INC	27mar2008-61744644	MS	MORGAN STANLEY DEAN WITTER & CO
30jan2009-06405810	BK	BANK OF NEW YORK MELLON CORP	19mar2008-30231G10	XOM	EXXON MOBIL CORP
04apr2009-33773810	FISV	FISERV INC	15mar2008-06050510	BAC	BANK OF AMERICA CORP
07apr2009-10112110	BXP	BOSTON PROPERTIES INC	10mar2008-92553P20	VIA	VIACOM INC NEW
03dec2008-11132010	BRCM	BROADCOM CORP	28feb2008-01381710	AA	ALCOA INC
04nov2008-61744644	MS	MORGAN STANLEY DEAN WITTER & CO	28feb2008-14912310	CAT	CATERPILLAR INC
01nov2008-09702310	BA	BOEING CO	28feb2008-38141G10	GS	GOLDMAN SACHS GROUP INC
24oct2008-95980210	WU	WESTERN UNION CO	07feb2008-17296742	C	CITIGROUP INC
11oct2008-93114210	WMT	WAL MART STORES INC	07feb2008-38141G10	GS	GOLDMAN SACHS GROUP INC
09sep2008-31358610	FNM	FEDERAL NATIONAL MORTGAGE ASSN	07jun2008-31358610	FNM	FEDERAL NATIONAL MORTGAGE ASSN
28aug2008-06050510	BAC	BANK OF AMERICA CORP	30oct2009-46625H10	JPM	JPMORGAN CHASE & CO
06aug2008-03760410	APOL	APOLLO GROUP INC	29jul2003-17296742	C	CITIGROUP INC
05aug2008-37247D10	GNW	GENWORTH FINANCIAL INC	02jan2008-38141G10	GS	GOLDMAN SACHS GROUP INC
04aug2008-36960410	GE	GENERAL ELECTRIC CO	02jan2008-03027X10	AMT	AMERICAN TOWER CORP
30jul2008-46625H10	JPM	JPMORGAN CHASE & CO	22dec2007-07390210	BSC	BEAR STEARNS COMPANIES INC
28jul2008-38141G10	GS	GOLDMAN SACHS GROUP INC	15jul2008-52490810	LEH	LEHMAN BROTHERS HOLDINGS INC
28jul2008-59018810	MER	MERRILL LYNCH & CO INC	27jun2008-06050510	BAC	BANK OF AMERICA CORP
01aug2008-59018810	MER	MERRILL LYNCH & CO INC	19oct2007-59018810	MER	MERRILL LYNCH & CO INC
18jul2008-92990310	WB	WACHOVIA CORP 2ND NEW	20nov2007-53983010	LMT	LOCKHEED MARTIN CORP
17jun2008-55261F10	MTB	M & T BANK CORP	15nov2007-16676410	CVX	CHEVRON CORP NEW
13jun2008-91301710	UTX	UNITED TECHNOLOGIES CORP	15nov2007-86366710	SYK	STRYKER CORP
30may2008-43707610	HD	HOME DEPOT INC	30oct2007-30231G10	XOM	EXXON MOBIL CORP
12may2008-06405810	BK	BANK OF NEW YORK MELLON CORP	19oct2007-07390210	BSC	BEAR STEARNS COMPANIES INC
09may2008-31358610	FNM	FEDERAL NATIONAL MORTGAGE ASSN	18oct2007-17275R10	CSCO	CISCO SYSTEMS INC
02may2008-46069010	IPG	INTERPUBLIC GROUP COS INC	17oct2007-03076C10	AMP	AMERIPRISE FINANCIAL INC
31mar2008-52490810	LEH	LEHMAN BROTHERS HOLDINGS INC	16oct2007-42823610	HPQ	HEWLETT PACKARD CO
27mar2008-17296742	C	CITIGROUP INC	04oct2007-92343V10	VZ	VERIZON COMMUNICATIONS INC
27mar2008-92990310	WB	WACHOVIA CORP 2ND NEW	29sep2007-36476010	GPS	GAP INC

22sep2007-17296742	C	CITIGROUP INC	13mar2007-59018810	MER	MERRILL LYNCH & CO INC
15aug2007-61744644	MS	MORGAN STANLEY DEAN WITTER & CO	02mar2007-07390210	BSC	BEAR STEARNS COMPANIES INC
20sep2007-12485710	CBS	C B S CORP NEW	16feb2007-07390210	BSC	BEAR STEARNS COMPANIES INC
31aug2011-88731730	TWX	TIME WARNER INC NEW	18jan2007-87254010	TJX	T J X COMPANIES INC NEW
17aug2007-46625H10	JPM	JPMORGAN CHASE & CO	19jan2007-31677310	FITB	FIFTH THIRD BANCORP
09aug2007-12665010	CVS	C V S CORP	09jan2007-45920010	IBM	INTERNATIONAL BUSINESS MACHS COR
07aug2007-02581610	AXP	AMERICAN EXPRESS CO	22nov2006-61744644	MS	MORGAN STANLEY DEAN WITTER & CO
03aug2007-06050510	BAC	BANK OF AMERICA CORP	13nov2006-49558210	KG	KING PHARMACEUTICALS INC
29jun2007-41651510	HIG	HARTFORD FINANCIAL SVCS GRP INC	18may2006-91324P10	UNH	UNITEDHEALTH GROUP INC
29jun2007-26056110	DJ	DOW JONES & CO INC	11oct2006-68389X10	ORCL	ORACLE CORP
06jun2007-45920010	IBM	INTERNATIONAL BUSINESS MACHS COR	01dec2006-03783310	AAPL	APPLE COMPUTER INC
16may2007-24702R10	DELL	DELL INC	15sep2006-30231G10	XOM	EXXON MOBIL CORP
11may2007-61744644	MS	MORGAN STANLEY DEAN WITTER & CO	09sep2006-11132010	BRCM	BROADCOM CORP
10may2007-G6359F10	NBR	NABORS INDUSTRIES LTD	06sep2006-61744644	MS	MORGAN STANLEY DEAN WITTER & CO
01oct2004-31358610	FNM	FEDERAL NATIONAL MORTGAGE ASSN	30aug2006-00206R10	T	A T & T INC
11apr2007-52490810	LEH	LEHMAN BROTHERS HOLDINGS INC	25aug2006-48666K10	KBH	K B HOME
16aug2005-17296742	C	CITIGROUP INC	24aug2006-00206R10	T	A T & T INC
09apr2007-93114210	WMT	WAL MART STORES INC	22aug2006-46625H10	JPM	JPMORGAN CHASE & CO
29mar2007-59018810	MER	MERRILL LYNCH & CO INC	21aug2006-17275R10	CSCO	CISCO SYSTEMS INC
18mar2006-59018810	MER	MERRILL LYNCH & CO INC	18aug2006-74432010	PRU	PRUDENTIAL FINANCIAL INC
11may2007-61744644	MS	MORGAN STANLEY DEAN WITTER & CO	09aug2006-02581610	AXP	AMERICAN EXPRESS CO
23mar2007-68389X10	ORCL	ORACLE CORP	03aug2006-60855410	MOLX	MOLEX INC
21mar2007-93114210	WMT	WAL MART STORES INC	27mar2008-59511210	MU	MICRON TECHNOLOGY INC
17mar2007-25468710	DIS	DISNEY WALT CO	27jul2006-38141G10	GS	GOLDMAN SACHS GROUP INC
15mar2007-06050510	BAC	BANK OF AMERICA CORP	27jul2006-59018810	MER	MERRILL LYNCH & CO INC
15mar2007-45814010	INTC	INTEL CORP	12apr2006-38141G10	GS	GOLDMAN SACHS GROUP INC
13mar2007-80851310	SCHW	SCHWAB CHARLES CORP NEW	07jul2006-18975410	COH	COACH INC
13mar2007-26924640	ETFC	E TRADE FINANCIAL CORP	06jul2006-19121610	KO	COCA COLA CO

06jul2006-92990310	WB	WACHOVIA CORP 2ND NEW	07feb2006-46625H10	JPM	JPMORGAN CHASE & CO
06jul2006-71344810	PEP	PEPSICO INC	08feb2006-68191910	OMC	OMNICOM GROUP INC
01jul2006-48248010	KLAC	K L A TENCOR CORP	06feb2006-46120210	INTU	INTUIT INC
29aug2007-48203R10	JNPR	JUNIPER NETWORKS INC	06feb2006-09367110	HRB	BLOCK H & R INC
05apr2005-98433210	YHOO	YAHOO INC	01feb2006-38141G10	GS	GOLDMAN SACHSGROUP INC
21jun2006-29442910	EFX	EQUIFAX INC	01feb2006-52490810	LEH	LEHMAN BROTHERSHOLDINGS INC
20jun2006-92343V10	VZ	VERIZON COMMUNICATIONS INC	01feb2006-92990310	WB	WACHOVIA CORP 2ND NEW
13jun2006-61174210	MNST	MONSTER WORLDWIDE INC	04jan2006-14149Y10	CAH	CARDINAL HEALTH INC
06jun2006-74432010	PRU	PRUDENTIAL FINANCIAL INC	04jan2006-03822210	AMAT	APPLIED MATERIALS INC
18jan2006-65410610	NKE	NIKE INC	07dec2005-27864210	EBAY	EBAY INC
11may2006-41651510	HIG	HARTFORD FINANCIAL SVCS GRP INC	25nov2005-02003910	AT	ALLTEL CORP
11may2006-40621610	HAL	HALLIBURTON COMPANY	25nov2005-75811010	RBK	REEBOK INTERNATIONAL LTD
08may2006-17296742	C	CITIGROUP INC	23nov2005-68389X10	ORCL	ORACLE CORP
05may2006-20586240	CMVT	COMVERSE TECHNOLOGY INC	21nov2005-09702310	BA	BOEING CO
19may2006-14170510	CMX	CAREMARK RX INC	31may2007-03265410	ADI	ANALOG DEVICES INC
19may2006-00819010	ACS	AFFILIATED COMPUTER SERVICES INC	14sep2005-13442910	CPB	CAMPBELL SOUP CO
15apr2006-59156R10	MET	METLIFE INC	17aug2005-59491810	MSFT	MICROSOFT CORP
12apr2006-26441C20	DUK	DUKE ENERGY CORP	11aug2005-25468710	DIS	DISNEY WALT CO
12apr2006-59018810	MER	MERRILL LYNCH & CO INC	11aug2005-55262C10	MBI	M B I A INC
12apr2006-74271810	PG	PROCTER & GAMBLE CO	14may2009-46625H10	JPM	JPMORGAN CHASE & CO
20oct2005-38141G10	GS	GOLDMAN SACHSGROUP INC	14may2009-06050510	BAC	BANK OF AMERICA CORP
27mar2006-42823610	HPQ	HEWLETT PACKARD CO	14may2009-61744644	MS	MORGAN STANLEY DEAN WITTER & CO
23mar2006-37033410	GIS	GENERAL MILLS INC	10aug2005-59491810	MSFT	MICROSOFT CORP
20mar2006-65011110	NYT	NEW YORK TIMES CO	11jul2005-28566110	EDS	ELECTRONIC DATA SYS CORP NEW
16mar2006-09367110	HRB	BLOCK H & R INC	14jul2003-85206110	FON	SPRINT CORP
15mar2006-91131210	UPS	UNITED PARCEL SERVICE INC	17jun2005-84258710	SO	SOUTHERN CO
07mar2006-26924640	ET	E TRADE FINANCIAL CORP	15jun2005-34537086	F	FORD MOTOR CO DEL
01mar2006-12485710	CBS	C B S CORP NEW	07jun2005-17296742	C	CITIGROUP INC

06jun2005-59491810	MSFT	MICROSOFT CORP	15nov2004-74432010	PRU	PRUDENTIAL FINANCIAL INC
24may2005-93114210	WMT	WAL MART STORES INC	09nov2004-09367110	HRB	BLOCK H & R INC
09may2005-27746110	EK	EASTMAN KODAK CO	09nov2004-07390210	BSC	BEAR STEARNS COMPANIES INC
21apr2005-74912110	Q	QWEST COMMUNICATIONS INTL INC	08nov2004-49326710	KEY	KEYCORP NEW
18apr2005-46625H10	JPM	JPMORGAN CHASE & CO	13may2002-26817R10	DYN	DYNEGY INC NEW
14apr2005-59018810	MER	MERRILL LYNCH & CO INC	01oct2004-94106L10	WMI	WASTE MANAGEMENT INC DEL
14apr2005-01736110	AYE	ALLEGHENY ENERGY INC	30nov2004-31358610	FNM	FEDERAL NATIONAL MORTGAGE ASSN
14apr2005-17296742	C	CITIGROUP INC	22sep2004-69347510	PNC	P N C FINANCIAL SERVICES GRP INC
05apr2005-25468710	DIS	DISNEY WALT CO	15sep2004-80851310	SCH	SCHWAB CHARLES CORP NEW
05apr2005-88731730	TWX	TIME WARNER INC NEW	09sep2004-52490810	LEH	LEHMAN BROTHERS HOLDINGS INC
24mar2005-57174810	MMC	MARSH & MCLENNAN COS INC	26aug2004-27864210	EBAY	EBAY INC
17mar2005-28566110	EDS	ELECTRONIC DATA SYS CORP NEW	26aug2004-88654710	TIF	TIFFANY & CO NEW
16mar2005-03822210	AMAT	APPLIED MATERIALS INC	03mar2004-61744644	MWD	MORGAN STANLEY DEAN WITTER & CO
15mar2005-80851310	SCH	SCHWAB CHARLES CORP NEW	10aug2004-65408610	GAS	NICOR INC
11mar2005-00195750	T	A T & T CORP	04aug2004-40621610	HAL	HALLIBURTON COMPANY
18feb2005-61744644	MWD	MORGAN STANLEY DEAN WITTER & CO	27jul2004-14040H10	COF	CAPITAL ONE FINANCIAL CORP
07feb2005-17296742	C	CITIGROUP INC	04nov2003-74432010	PRU	PRUDENTIAL FINANCIAL INC
11dec2002-02553710	AEP	AMERICAN ELECTRIC POWER CO INC	14jul2004-61744644	MWD	MORGAN STANLEY DEAN WITTER & CO
14jan2005-46625H10	JPM	JPMORGAN CHASE & CO	18jun2004-61744644	MWD	MORGAN STANLEY DEAN WITTER & CO
13jan2005-67622P10	OMX	OFFICEMAX INC NEW	15jun2004-38141G10	GS	GOLDMAN SACHS GROUP INC
05jan2005-09702310	BA	BOEING CO	14jan2005-37033410	GIS	GENERAL MILLS INC
30dec2004-46625H10	JPM	J P MORGAN CHASE & CO	18may2004-17275R10	CSCO	CISCO SYSTEMS INC
17oct2003-58155Q10	MCK	MCKESSON H B O C INC	11may2004-61744644	MWD	MORGAN STANLEY DEAN WITTER & CO
16dec2004-88731730	TWX	TIME WARNER INC NEW	10may2004-59491810	MSFT	MICROSOFT CORP
16dec2004-17296742	C	CITIGROUP INC	27apr2004-02000210	ALL	ALLSTATE CORP
06dec2004-58405U10	MHS	MEDCO HEALTH SOLUTIONS INC	19apr2004-71271310	PSFT	PEOPLESOFT INC
15oct2004-57174810	MMC	MARSH & MCLENNAN COS INC	08apr2004-12673P10	CA	COMPUTER ASSOCIATES INTL INC
15nov2004-59156R10	MET	METLIFE INC	07apr2004-61744644	MWD	MORGAN STANLEY DEAN WITTER & CO

23dec2002-30231G10	XOM	EXXON MOBIL CORP	21may2003-19121610	KO	COCA COLA CO
24mar2004-01736110	AYE	ALLEGHENY ENERGY INC	13jan2004-61744644	MWD	MORGAN STANLEY DEAN WITTER & CO
13may2002-12589610	CMS	C M S ENERGY CORP	11may2004-59491810	MSFT	MICROSOFT CORP
17mar2004-09367110	HRB	BLOCK H & R INC	09jan2004-45920010	IBM	INTERNATIONAL BUSINESS MACHS COR
09mar2004-03216510	ASO	AMSOUTH BANCORPORATION	09jan2004-25666910	DG	DOLLAR GENERAL CORP
09mar2004-46625H10	JPM	J P MORGAN CHASE & CO	16oct2003-59018810	MER	MERRILL LYNCH & CO INC
09mar2004-47102X10	JNS	JANUSCAP GROUP INC	01nov2004-52490810	LEH	LEHMAN BROTHERS HOLDINGS INC
09mar2004-06050510	BAC	BANK OF AMERICA CORP	07jan2004-74912110	Q	QWEST COMMUNICATIONS INTL INC
04mar2004-74834L10	DGX	QUEST DIAGNOSTICS INC	05jan2004-35461310	BEN	FRANKLIN RESOURCES INC
22jul2004-46625H10	JPM	J P MORGAN CHASE & CO	22dec2003-06738310	BCR	BARD C R INC
07mar2005-52490810	LEH	LEHMAN BROTHERS HOLDINGS INC	10dec2002-28336L10	EP	EL PASO CORP
02feb2005-59018810	MER	MERRILL LYNCH & CO INC	11dec2003-65408610	GAS	NICOR INC
15oct2002-06050510	BAC	BANK OF AMERICA CORP	28nov2003-91528910	UCL	UNOCAL CORP
08oct2003-06050510	BAC	BANK OF AMERICA CORP	19nov2003-46625H10	JPM	J P MORGAN CHASE & CO
19feb2004-11012210	BMY	BRISTOL MYERS SQUIBB CO	18nov2003-17296742	C	CITIGROUP INC
06apr2004-02209S10	MO	ALTRIA GROUP INC	14nov2003-36762610	GTW	GATEWAY INC
03jan2003-88033G40	THC	TENET HEALTHCARE CORP	23oct2003-02687478	AIG	AMERICAN INTERNATIONAL GROUP INC
27jan2004-57174810	MMC	MARSH & MCLENNAN COS INC	22oct2003-00195750	T	A T & T CORP
20oct2004-98412110	XRX	XEROX CORP	12sep2003-67066G10	NVDA	NVIDIA CORP
10dec2004-G0408V10	AOC	AON CORP	03sep2003-98412110	XRX	XEROX CORP
24mar2005-46625H10	JPM	JPMORGAN CHASE & CO	22aug2003-17296742	C	CITIGROUP INC
08apr2010-02687478	AIG	AMERICAN INTERNATIONAL GROUP INC	12aug2003-61744644	MWD	MORGAN STANLEY DEAN WITTER & CO
23jan2004-38141G10	GS	GOLDMAN SACHS GROUP INC	04aug2003-00195750	T	A T & T CORP
21jan2004-26817R10	DYN	DYNEGY INC NEW	23jul2003-00282410	ABT	ABBOTT LABORATORIES
02feb2004-06050510	BAC	BANK OF AMERICA CORP	30jun2003-65332V10	NXTL	NEXTEL COMMUNICATIONS INC
21jan2004-17296742	C	CITIGROUP INC	18jun2003-52490810	LEH	LEHMAN BROTHERS HOLDINGS INC
23jun2005-61744644	MWD	MORGAN STANLEY DEAN WITTER & CO	03jun2003-69347510	PNC	P N C FINANCIAL SERVICES GRP INC
18feb2005-02581610	AXP	AMERICAN EXPRESS CO	30may2003-43707610	HD	HOME DEPOT INC

30may2003-74432010	PRU	PRUDENTIAL FINANCIAL INC	27may2003-17296742	C	CITIGROUP INC
15may2003-65011110	NYT	NEW YORK TIMES CO	23jan2002-52490810	LEH	LEHMAN BROTHERS HOLDINGS INC
15may2003-06405810	BK	BANK NEW YORK INC	03jun2002-17123210	CB	CHUBB CORP
22apr2003-89102710	TMK	TORCHMARK CORP	28nov2001-46625H10	JPM	J P MORGAN CHASE & CO
16apr2003-36960410	GE	GENERAL ELECTRIC CO	15oct2002-46625H10	JPM	J P MORGAN CHASE & CO
28nov2001-61744644	MWD	MORGAN STANLEY DEAN WITTER & CO	04sep2001-03522910	BUD	ANHEUSER BUSCH COS INC
26mar2003-87150810	SBL	SYMBOL TECHNOLOGIES INC	22aug2001-58013510	MCD	MCDONALDS CORP
07mar2003-31996310	FDC	FIRST DATA CORP	04may2001-54946310	LU	LUCENT TECHNOLOGIES INC
28nov2001-38141G10	GS	GOLDMAN SACHS GROUP INC	04may2001-58013510	MCD	MCDONALDS CORP
20jan2003-98302410	WYE	WYETH	24apr2001-17275R10	CSCO	CISCO SYSTEMS INC
10jan2003-55262C10	MBI	M B I A INC	01aug2002-27864210	EBAY	EBAY INC
28nov2001-33903010	FBF	FLEETBOSTON FINANCIAL CORP	12apr2001-71713U10	PHA	PHARMACIA CORP
15apr2002-59018810	MER	MERRILL LYNCH & CO INC	06apr2001-17275R10	CSCO	CISCO SYSTEMS INC
03jan2003-09367110	HRB	BLOCK H & R INC	15mar2001-75511150	RTN	RAYTHEON CO
24dec2002-09367110	HRB	BLOCK H & R INC	09mar2001-75511150	RTN	RAYTHEON CO
18dec2002-17296742	C	CITIGROUP INC	09feb2001-54946310	LU	LUCENT TECHNOLOGIES INC
14nov2002-46625H10	JPM	J P MORGAN CHASE & CO	19jan2001-98433210	YHOO	YAHOO INC
26sep2002-54946310	LU	LUCENT TECHNOLOGIES INC	19jan2001-24702R10	DELL	DELL COMPUTER CORP
12jun2002-59018810	MER	MERRILL LYNCH & CO INC	30nov2000-42307410	HNZ	HEINZ H J CO
16apr2003-H8912810	TYC	TYCO INTERNATIONAL LTD NEW	27oct2000-59491810	MSFT	MICROSOFT CORP
05jun2002-06405810	BK	BANK NEW YORK INC	25oct2000-49238610	KMG	KERR MCGEE CORP
04jun2002-59491810	MSFT	MICROSOFT CORP	05sep2000-45814010	INTC	INTEL CORP
29may2002-42192430	HRC	HEALTHSOUTH CORP	22aug2000-10113710	BSX	BOSTON SCIENTIFIC CORP
12apr2002-12673P10	CA	COMPUTER ASSOCIATES INTL INC	30may2000-71708110	PFE	PFIZER INC
05sep2003-38141G10	GS	GOLDMAN SACHS GROUP INC	17may2000-05301510	AUD	AUTOMATIC DATA PROCESSING INC
27jun2002-17296742	C	CITIGROUP INC	17may2000-12189T10	BNI	BURLINGTON NORTHERN SANTA FE CP
01mar2002-12550910	CI	C I G N A CORP	16may2000-02687478	AIG	AMERICAN INTERNATIONAL GROUP INC
27may2003-06050510	BAC	BANK OF AMERICA CORP	24mar2000-54946310	LU	LUCENT TECHNOLOGIES INC

08feb2000-98433210	YHOO	YAHOO INC	02aug2008-17296742	C	CITIGROUP INC
19jan2000-14912310	CAT	CATERPILLAR INC	05feb2010-06050510	BAC	BANK OF AMERICA CORP
13jan2000-09702310	BA	BOEING CO	04apr2006-06050510	BAC	BANK OF AMERICA CORP
05jan2000-44485910	HUM	HUMANA INC	05aug2011-06405810	BK	BANK OF NEW YORK MELLON CORP
27apr2000-00811710	AET	AETNA INC	17jun2011-8.76E+14	TGT	TARGET CORP
25jan2000-61744644	MWD	MORGAN STANLEY DEAN WITTER & CO	17dec2010-03783310	AAPL	APPLE INC
11jun2010-00790310	AMD	ADVANCED MICRO DEVICES INC	10nov2010-80851310	SCHW	SCHWAB (CHARLES) CORP
14nov2002-06423A10	ONE	BANK ONE CORP	15jan2010-59491810	MSFT	MICROSOFT CORP
30jun2003-92343V10	VZ	VERIZON COMMUNICATIONS INC	02nov2007-93932210	WM	WASHINGTON MUTUAL INC
14jan2005-90249410	TSN	TYSON FOODS INC	09feb2005-02687478	AIG	AMERICAN INTERNATIONAL GROUP
17aug2005-88731730	TWX	TIME WARNER INC NEW	11jun2010-45814010	INTC	INTEL CORP
17aug2005-65011110	NYT	NEW YORK TIMES CO	01dec2006-98391910	XLNX	XILINX INC
17aug2005-25468710	DIS	DISNEY WALT CO	31jul2003-H0023R10	ACE	ACE LTD
17aug2005-91131210	UPS	UNITED PARCEL SERVICE INC	25mar2002-40411910	HCA	HCA HOLDINGS INC
15sep2006-03076C10	AMP	AMERIPRISE FINANCIAL INC	05nov2001-29356110	ENE	ENRON CORP
09mar2004-06423A10	ONE	BANK ONE CORP	02jul2004-92343V10	VZ	VERIZON COMMUNICATIONS INC
01feb2006-59018810	MER	MERRILL LYNCH & CO INC	02oct2007-26817R10	DYN	DYNEGY INC NEW
03aug2006-18905410	CLX	CLOROX CO	11dec2003-26817R10	DYN	DYNEGY INC NEW
19dec2008-03522910	BUD	ANHEUSER BUSCH COS INC	14jun2000-5377410	CD	CENDANT CORP
12jul2011-41651510	HIG	HARTFORD FINANCIAL SVCS GRP INC	20apr2004-5377410	CD	CENDANT CORP
22feb2011-55616P10	M	MACYS INC	19oct2009-00790310	AMD	ADVANCED MICRO DEVICES INC
12jul2011-18975410	COH	COACH INC	22feb2011-65566410	JWN	NORDSTROM INC
17jun2011-46625H10	JPM	JPMORGAN CHASE & CO	12jul2011-70816010	JCP	PENNEY J C CO INC
20oct2009-61536910	MCO	MOODY'S CORP			
20jul2011-27864210	EBAY	EBAY INC			
16may2005-07390210	BSC	BEAR STEARNS COMPANIES INC			
01apr2004-07390210	BSC	BEAR STEARNS COMPANIES INC			
04may2011-16965610	CMG	CHIPOTLE MEXICAN GRILL INC			

ANNEXE D : Résultats empiriques

Tableau 27: Corrélation entre les variables instrumentales

Ce tableau traite de la corrélation entre les sept variables instrumentales, les facteurs financiers du marché de Fama-French (SMB, HML, MOM), le prime de marché (RmRf) et les variables de contrôle (l'effet de Janvier (JAN) et l'effet de weekend (WKD)). En effet, les variables instrumentales sont la concavité de la structure à terme (Concav), la volatilité des taux d'intérêt (VolInt), le taux de dividende (TauxDiv), la non-liquidité à court terme des entreprises (Illiqui), l'écart de crédit (EcartCredit), la pente de la structure à terme (Pente) et la volatilité du marché boursier (VolMar).

	RmRf	SMB	HML	MOM	JAN	WKD	Pente	Concav	VolInt	VolMarche	EcartCredit	Illiqui	TauxDiv
RmRf	1												
SMB	0,154	1											
HML	-0,0067	-0,175	1										
MOM	-0,3495	0,1265	-0,2526	1									
JAN	-0,0085	0,0219	-0,0175	-0,0399	1								
WKD	-0,0176	-0,0523	-0,003	0,0399	-0,0222	1							
Pente	-0,0231	-0,0003	0,0454	0,026	0,0129	0,0002	1						
Concav	0,0161	0,0447	0,0304	-0,0124	-0,0196	-0,0065	0,3881	1					
VolInt	-0,0229	-0,0211	0,0458	0,0192	0,0181	-0,0011	0,8248	-0,0141	1				
VolMarche	0,0253	-0,001	-0,008	0,0012	-0,0193	0,0002	-0,5403	-0,2923	-0,2795	1			
EcartCredit	0,0034	0,0042	-0,0331	-0,068	0,0196	0,0033	-0,3586	0,0155	-0,364	-0,0715	1		
Illiqui	-0,0346	-0,0193	-0,0276	-0,0015	-0,0326	-0,0089	-0,0959	-0,2432	-0,0708	-0,1106	0,5789	1	
TauxDiv	-0,0171	-0,0116	-0,0601	-0,0414	-0,0252	0,0029	-0,6316	-0,2399	-0,5267	0,1717	0,7863	0,5018	1

Tableau 28: Corrélation entre les variables instrumentales centrées réduites

Ce tableau traite de la corrélation entre les sept variables instrumentales : celles qui sont la concavité de la structure à terme (Concav), la volatilité des taux d'intérêt (VolInt), le taux de dividende (TauxDiv), la non-liquidité à court terme des entreprises (Illiqui), l'écart de crédit (EcartCredit), la pente de la structure à terme (Pente) et la volatilité du marché boursier (VolMar). Ces variables sont centrées et réduites avec la moyenne mobile de 100 jours.

	Pente	Concav	VolInt	VolMarche	EcartCredit	Illiqui	TauxDiv
Pente	1						
Concav	0,3585	1					
VolInt	0,4323	-0,1067	1				
VolMarche	-0,0249	-0,0198	0,0016	1			
EcartCredit	-0,2563	0,044	-0,0884	-0,0067	1		
Illiqui	-0,0489	-0,0226	-0,0087	0,004	0,2539	1	
TauxDiv	-0,0732	0,0115	-0,0241	-0,0267	0,2939	0,2063	1

Tableau 29: Tableau des VIF

Ce tableau fournit des informations sur le *Variance inflation factor* (VIF), un indice de la multi-corrélation entre les variables de la régression

Variable	VIF	1/VIF
EcartCredit	1,39	0,721424
Pente	1,36	0,735099
Illiqui	1,31	0,765142
VolInt	1,27	0,788065
Mom	1,24	0,806877
DivYield	1,22	0,82131
HML	1,14	0,875938
SMB	1,05	0,953628
WKD	1,01	0,991486
JAN	1	0,997111
Moyenne	VIF	1,2

Tableau 30: Taux significatifs des variables de *GJR-Garch*

Ce tableau traite du taux significatif des variables dans les deux modèles principaux pour estimer le changement de risque. La section A présente le pourcentage des variables du modèle *GJR-Garch* conditionnel, significatif différent à 0 au seuil de confiance 95 %, pour les fenêtres d'estimation (« 25 j », « Complet »). Dans la même perspective, la section B nous aide à analyser le risque systématique par le modèle d'évaluation d'actif conditionnel.

Section A : Modèle T-Garch conditionnel			
Variables	Garch25j	Garch-Complet	
const.	13 %	18 %	
AR (1)	30 %	38 %	
MA (1)	30 %	39 %	
const. (arch)	67 %	86 %	
Arch	41 %	47 %	
Tarch	62 %	78 %	
Garch	80 %	91 %	
Ipendant	32 %	35 %	
Iapres	22 %	49 %	
Section B : Modèle d'évaluation d'actif conditionnel			
Variables	Beta-25j	Beta-Complet	
K_ZPente	25 %	34 %	
K_ZEcartCredit	16 %	25 %	
K_ZIlliqui	14 %	20 %	
K_ZVolInt	20 %	30 %	
K_ZDivYield	19 %	30 %	
K_IPendant	15 %	14 %	
K_IApres	11 %	36 %	
SMB	46 %	53 %	

HML	60 %	70 %
Mom	53 %	67 %
Jan	4 %	4 %
WKD	8 %	8 %
MktRf	96 %	99 %
_cons	5 %	5 %

Tableau 31: Sommaire du changement de risque

Ce tableau représente le pourcentage de changement significatif du risque total de l'entreprise entre les différentes périodes de l'événement. Les colonnes du tableau montrent les différents seuils de confiance auxquels le changement de risque total est significatif positivement ou négativement pour les trois fenêtres d'estimation : « Garch 25j », « Garch-Complet » et Garch_Rm-Rf. Les symboles (*) (**) et (***) montrent le rejet de l'hypothèse nulle du test binomial respectivement aux seuils de confiance de 90 %, 95 % et 99 %.

		Seuil de confiance à 99 %		Seuil de confiance à 95 %		Seuil de confiance à 90 %				Seuil de confiance à 99 %		Seuil de confiance à 95 %		Seuil de confiance à 90 %	
		>=2,33	<=-2,33	>=1,96	<=-1,96	>=1,64	<=-1,64			>=2,33	<=-2,33	>=1,96	<=-1,96	>=1,64	<=-1,64
Garch25j	IPendant	3 %	12 %***	6 %**	17 %** *	8 %***	21 %** *	Bêta 25j	IPendant	4 %	6 %**	7 %***	8 %***	9 %***	11 %** *
	IAprès	4 %	23 %***	5 %**	29 %** *	77 %** *	33 %** *		IAprès	3 %	3 %	5 %*	6 %**	8 %***	8 %***
Garch-Complet	IPendant	6 %***	26 %***	7 %***	30 %** *	9 %***	33 %** *	Beta-Complet	IPendant	3 %	5 %	6 %**	8 %***	7 %***	11 %** *
	IAprès	16 %** *	30 %***	18 %** *	34 %** *	22 %** *	38 %** *		IAprès	14 %** *	14 %***	18 %***	18 %** *	21 %** *	24 %** *
Garch_Rm-Rf	IPendant	3 %	21 %***	4 %***	25 %** *	5 %**	29 %** *								
	IAprès	19 %** *	15 %***	23 %** *	26 %** *	26 %** *	33 %** *								

Tableau 32: Changement du risque par année

Ce tableau nous permet d'analyser le changement du risque total dans les deux périodes T_{event} et T_{after} grâce aux pourcentages d'événements significatifs positifs et significatifs négatifs des deux variables IPendant et IAprès. Chaque ligne représente des sous-échantillons qui regroupent tous les événements de chaque année, de 2000 à 2011. Les trois sections traitent respectivement les résultats des trois fenêtres d'estimation dont T_{after} sont de 25 jours (Garch 25j), de 500 jours (Garch Complet) et de 500 jours en utilisant les rendements du marché au lieu du rendement des entreprises (Garch_Rm-Rf).

Section A — Garch 25j							Section A — Beta 25j						
Années	Taille	Répartition	IAprès		IPendant		Années	Taille	Répartition	IAprès		IPendant	
			$\geq 1,96$	$\leq -1,96$	$\geq 1,96$	$\leq -1,96$				$\geq 1,96$	$\leq -1,96$		
2011	48	10 %	2 %	27 %	19 %	13 %	2011	48	10 %	4 %	10 %	6 %	4 %
2010	39	8 %	3 %	51 %	3 %	21 %	2010	39	8 %	3 %	5 %	5 %	8 %
2009	40	8 %	3 %	30 %	5 %	23 %	2009	40	8 %	8 %	3 %	3 %	8 %
2008	46	9 %	9 %	15 %	13 %	7 %	2008	46	9 %	7 %	17 %	4 %	15 %
2007	46	9 %	13 %	11 %	7 %	11 %	2007	46	9 %	9 %	2 %	9 %	13 %
2006	61	12 %	5 %	20 %	3 %	13 %	2006	61	12 %	2 %	5 %	2 %	7 %
2005	50	10 %	2 %	28 %	0 %	20 %	2005	50	10 %	4 %	8 %	10 %	6 %
2004	60	12 %	8 %	35 %	3 %	20 %	2004	60	12 %	7 %	2 %	12 %	8 %
2003	43	9 %	2 %	37 %	5 %	26 %	2003	43	9 %	0 %	7 %	5 %	2 %
2002	24	5 %	4 %	33 %	0 %	17 %	2002	24	5 %	4 %	4 %	4 %	17 %
2001	17	3 %	0 %	29 %	0 %	6 %	2001	17	3 %	12 %	0 %	12 %	6 %
2000	17	3 %	6 %	6 %	6 %	6 %	2000	17	3 %	6 %	0 %	12 %	6 %
Section B — Garch Complet							Section B — Beta Complet						
Années	Taille	Répartition	IAprès		IPendant		Années	Taille	Répartition	IAprès		IPendant	
			$\geq 1,96$	$\leq -1,96$	$\geq 1,96$	$\leq -1,96$				$\geq 1,96$	$\leq -1,96$		
2011	48	10 %	13 %	31 %	19 %	23 %	2011	48	10 %	31 %	13 %	6 %	2 %
2010	39	8 %	13 %	28 %	8 %	49 %	2010	39	8 %	31 %	15 %	5 %	8 %
2009	40	8 %	0 %	45 %	5 %	35 %	2009	40	8 %	20 %	8 %	3 %	10 %
2008	46	9 %	33 %	13 %	13 %	13 %	2008	46	9 %	15 %	37 %	2 %	13 %

2007	46	9 %	43 %	11 %	7 %	24 %	2007	46	9 %	11 %	15 %	7 %	4 %
2006	61	12 %	26 %	11 %	0 %	21 %	2006	61	12 %	21 %	10 %	5 %	7 %
2005	50	10 %	16 %	34 %	6 %	28 %	2005	50	10 %	10 %	28 %	10 %	10 %
2004	60	12 %	15 %	30 %	5 %	32 %	2004	60	12 %	22 %	22 %	5 %	13 %
2003	43	9 %	5 %	70 %	2 %	35 %	2003	43	9 %	12 %	7 %	5 %	0 %
2002	24	5 %	4 %	50 %	4 %	33 %	2002	24	5 %	8 %	46 %	4 %	21 %
2001	17	3 %	6 %	59 %	0 %	35 %	2001	17	3 %	6 %	6 %	12 %	18 %
2000	17	3 %	6 %	41 %	12 %	6 %	2000	17	3 %	12 %	12 %	12 %	0 %
Section C — Garch Rm-Rf													
Années	Taille	Répartition	IApres		IPendant								
			>=1,96	<=-1,96	>=1,96	<=-1,96							
2011	48	10 %	0 %	77 %	0 %	23 %							
2010	39	8 %	0 %	38 %	0 %	23 %							
2009	40	8 %	0 %	23 %	0 %	23 %							
2008	46	9 %	57 %	4 %	17 %	11 %							
2007	46	9 %	78 %	7 %	11 %	35 %							
2006	61	12 %	62 %	2 %	10 %	18 %							
2005	50	10 %	8 %	26 %	0 %	22 %							
2004	60	12 %	5 %	33 %	0 %	50 %							
2003	43	9 %	0 %	40 %	0 %	21 %							
2002	24	5 %	4 %	0 %	0 %	4 %							
2001	17	3 %	0 %	35 %	0 %	29 %							
2000	17	3 %	0 %	0 %	0 %	12 %							

Liste des abréviations

AIC	<i>Akaike Information Criterion</i>
ARCH	<i>AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity</i>
BIC	<i>Bayesian Information Criterion</i>
CAPM	<i>Capital Asset Pricing Model</i>
CAR	<i>Rendement anormal cumulatif</i>
CPI	<i>Consumer Price Index</i>
CRSP	<i>Center of Research in Security Prices</i>
DJIA	<i>Dow Jones Industrial Average</i>
DJNS	<i>Dow Jones News Services</i>
GARCH	<i>Generalized AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity</i>
GICS	<i>Global Industrial Classification System</i>
IPOs	<i>Initial Public Offerings</i>
NAICS	<i>North American Industry Classification System</i>
NYT	<i>New York Times</i>
PCI	<i>Per colum-inch</i>
ROA	<i>Return on asset</i>
ROE	<i>Return on equity</i>
SIC	<i>Standard Industrial Classification</i>
SMB	<i>Small Minus Big</i>
TGARCH	<i>Threshold GARCH</i>
USAT	<i>USA Today</i>
VIF	<i>Variance inflation factor</i>
WP	<i>Washington Post</i>
WSJ	<i>Wall Street Journal</i>

Références

- Amihud, Y. (2002). Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects. *Journal of financial markets*, 5(1), 31-56.
- Antweiler, W. et Murray, Z.F. (2004). Is all that talk just noise? The information content of internet stock message boards. *The Journal of Finance*, 59(3), 1259-1294.
- Baker, M. et Wurgler, J. (2006). Investor sentiment and the cross-section of stock returns. *The Journal of Finance*, 61(4), 1645-1680.
- Barbera, C. de F. et Martinez, M.C.P (2006). The Stock Market Reaction to the Enron-Andersen Affair in Spain. *International Journal of Auditing*, 10(1), 67-85.
- Baron, D.P. (2006). Persistent media bias. *Journal of Public Economics*, 90(1), 1-36.
- Beasley, M.S. (1996). An empirical analysis of the relation between the board of director composition and financial statement fraud. *The Accounting Review*, 71(4), 443-465.
- Bodurtha, J.N. et Mark, N.C (1991). Testing the CAPM with Time-Varying risks and returns. *The Journal of Finance*, 46(4), 1485-1505.
- Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of econometrics*, 31(3), 307-327.
- Bollerslev, T., Engle, R.F. et Wooldridge, J.M. (1988). A capital asset pricing model with time-varying covariances. *The Journal of Political Economy*, 96(1), 116-131.
- Bondt, W.F.M. et Thaler, R. (1985). Does the stock market overreact? *The Journal of Finance*, 40(3), 793-805.
- Boya, C. (2009). Analyse des informations exogènes secondaires et mesure d'impact sur le marché action. *Revue Internationale d'Intelligence Economique*, 1, 237-253.
- Brown, K.C., Harlow, W.V. et Tinic, S.M. (1988). Risk aversion, uncertain information, and market efficiency. *Journal of Financial Economics*, 22(2), 355-385.
- Campbell, J.Y. (1987). Stock returns and the term structure. *Journal of Financial Economics*, 18(2), 373-399.
- Carhart, M. (1997). On persistence in mutual fund performance. *Journal of Finance*, 52, 57-82.
- Carr, A. (1968). Is business bluffing ethical? *Harvard Business Review*, 46,143-153.
- Case, K.E, Quigley, J.M. et Shiller, R.J. (2005). Comparing wealth effects: the stock market versus the housing market. *Berkeley Electronic Press*, 5(1), Article 1.

- Chan, W. (2003). Stock price reaction to news and no-news : Drift and reversal after headlines. *Journal of Financial Economics*, 70, 22-260.
- Chang, S. et Suk, D.Y. (1998). Stock prices and the secondary dissemination of information: The Wall Street Journal's. Insider trading spotlight, column. *The Financial Review*, 33(3), 115-128.
- Clarkson, P.M. et Simunic, D.A (1994). The association between audit quality, retained ownership, and firmspecific risk in U.S. vs. Canadian IPO markets. *Journal of Accounting and Economics*, 17, 207-228.
- Cloninger, D.O. (1990). Arson and abandonment: a restatement. *Journal of Risk Insurance*, 57, 540-545.
- Cloninger, D.O. (1982). Moral and systematic risk: a rationale for unfair business practice. *Journal Behaviours Economic*, 11(2), 33-49.
- Cloninger, D.O., Skantz, T.R. et Strickland, T.H. (1987). Price fixing and legal sanctions: the stockholder enrichment motive. *Antitrust Law Economic Review*, 19, 17-24.
- Cloninger, D.O., Skantz, T.R. et Strickland, T.H. (1990). Price-Fixing and Shareholder Returns: An Empirical Study. *Financial Review* 25(1), 153-163.
- Cloninger, D.O. et Waller, E.R. (2000). Corporate fraud, systematic risk, and shareholder enrichment. *The Journal of Socio-Economics*, 29(2), 189-201.
- Cloninger, D.O., et Marchesini, R. (1995). Crime betas: A portfolio measure of criminal activity. *Social Science Quarterly*, 76(3), 634-647.
- Coggins, F., Drapeau, L. et Trudel, Y. (2016). Banque de données sur les fraudes financières médiatisées de 2000 à 2013 par le Wall Street Journal : méthodologie et développement. *Cahier de recherche du Grefa*, 003-16.
- COSO (1999). Fraudulent Financial Reporting: 1987-1997, An analysis of US Public Companies. *Committe on Sponsoring Organizations of the Treadway Commission*, AICPA, New York, NY.
- Coval, J.D. et Shumway, T. (2001). Is sound just noise? *The Journal of Finance*, 56(5), 1887-1910.
- Cox, R.A.K. et Weirich, T.W. (2002). The stock market reaction to fraudulent financial reporting. *Managerial Auditing Journal*, 17(7), 374-382.
- Cummins, J.D., Lewis, C.M. et Wei, R. (2006). The market value impact of operational risk events for US banks and insurers. *Journal of Banking and Finance*, 30(10), 2605-2634.
- Cutler, D.M., Poterba, J.M. et Summers, L.H. (1989). What move stock prices? *Journal of Portfolio Management*, 15(3), 4-12.

- Davidson, W.N. et Worrell, D.L. (1992). Research notes and communications: The effect of product recall announcements on shareholder wealth, *Strategic Management Journal*, 13(6), 467-473.
- Davidson, W.N. et Worrell, D.L. (1988). The impact of announcements of corporate illegalities on shareholder returns, *Academy of Management Journal*, 31(1), 195-200.
- D'Avolio, G. (2002). The market for borrowing stock. *Journal of Financial Economics*, 66(2), 271-306.
- De Fontnouvelle, P. et Perry, J. (2005). Measuring Reputational Risk: The Market Reaction to Operational Loss Announcements. *Federal Reserve Bank of Boston*.
- Della Vigna, S. et Pollet, J.M. (2009). Investor inattention and Friday earnings announcements. *The Journal of Finance*, 64(2), 709-749.
- De Long, J.B., Shleifer, A., Summers, L.H. et Waldmann, R.J. (1990). Noise trader risk in financial markets. *Journal of Political Economy*, 98(4), 703-738.
- Dillon, G.C. (1991). Does it pay to do the right thing. *Across the Board*, 28(7), 15-17.
- Dougal, C., Engelberg, J., Garcia, D. et Parsons, C.A. (2012). Journalists and the stock market. *Review of Financial Studies*, 25(3), 639-679.
- Dyck, A. et Zingales, L. (2003). The Media and Asset Prices. *Harvard Business School mimeograph*, Working paper.
- Dye, R.A. (1993). Auditing standards, legal liability, and auditor wealth. *Journal of Political Economy*, 101(5), 887-914.
- Engelberg, J.E. et Parsons, C.A. (2011). The causal impact of media in financial markets. *The Journal of Finance*, 66(1), 67-97.
- Engle, R.F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 50(4), 987-1007.
- Engle, R.F. et Ng, V.K. (1993). Measuring and testing the impact of news on volatility. *The Journal of Finance*, 48(5), 1749-1778.
- Fama, E.F. (1970). Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *The Journal of Finance*, 25(2), 383-417.
- Fama, E.F. (1965). The behavior of stock-market prices. *Journal of business*, 38(1), 34-105.
- Fama, E.F., Fisher, L., Jensen, M.J. et Roll, R. (1969). The adjustment of stock prices to new information. *International economic review*, 10(1), 1-21.

- Fama, E.F. and French, K.R., (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of financial economics*, 33(1), 3-56.
- Fang, L. et Peress, J. (2009). Media coverage and the cross-section of stock returns. *The Journal of Finance*, 64(5), 2023-2052.
- Ferguson, N.J., Philip, D., Lam, H.Y.T et Guo, J.M. (2013). Media content and stock returns: The predictive power of press. *Midwest Finance Association 2013, Annual Meeting Paper*, 2014.
- Ferreira, E.J. et Smith, S.D. (1999). Stock Price Reactions to recommendations in the Wall Street Journal - Small Stock Focus Column. *Quarterly Review of Economics and Finance*, 39(3), 379-389.
- Ferson, W.E. (1989). Changes in expected security returns, risk, and the level of interest rates. *The Journal of Finance*, 44(5), 1191-1217.
- Ferson, W.E. et Schadt, R.W. (1996). Measuring fund strategy and performance in changing economic conditions. *The Journal of Finance*, 51(2), 425-461.
- Ferson, W.E. et Qian, Q. (2004). Conditional performance evaluation, revisited. *The Research Foundation of CFA Institute*, 1-85.
- Ferson, W.E., Sarkissian, S. et Simin, T.T. (2008). Asset pricing models with conditional betas and alphas: The effects of data snooping and spurious regression. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 43(02), 331-353.
- Ferson, W.E., Sarkissian, S. et Simin, T.T. (2003). Spurious regressions in financial economics? *The Journal of Finance*, 58(4), 1393-1413.
- Fich, E.M. et Shivdasani, A. (2005). The Impact of Stock-Option Compensation for Outside Directors on Firm Value. *The Journal of Business*, 78(6), 2229-2254.
- Fiordelisi, F., Soana, M.-G. et Schwizer, P. (2014). Reputational losses and operational risk in banking. *European Journal of Finance*, 20(2), 105-124.
- Fiordelisi, F., Soana, M.-G. et Schwizer, P. (2013). The determinants of reputational risk in the banking sector. *Journal of Banking and Finance*, 37(5), 1359-137.
- Frieder, L. et Subrahmanyam, A. (2005). Brand perceptions and the market for common stock. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 40, 57-85.
- Garbade, K.D., Silber, W.L. et Lawrence, J.W. (1982). Market reaction to the filing of antitrust suits: An aggregate and cross-sectional analysis. *The Review of Economics and Statistics*, 64(4), 686-691.
- Garcia, D. (2013). Sentiment during recessions. *The Journal of Finance*, 68(3), 1267-1300.

- Gatev, E., & Strahan, P. E. (2006). Banks' advantage in hedging liquidity risk: Theory and evidence from the commercial paper market. *The Journal of Finance*, 61(2), 867-892.
- Gillet, R., Hübner, G. et Plunus, S. (2010). Operational risk and reputation in the financial industry. *Journal of Banking and Finance*, 34(1), 224-235.
- Gillet, R., Hübner, G. et Plunus, S. (2012). Reputational damage of operational loss on the bond market: evidence from the financial industry. *International review of financial analysis*, 24, 66-73.
- Glosten, L., Jagannathan, R. et Runkle, D.E. (1993). On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks. *The Journal of Finance*, 48, 1779-1801.
- Gottschalk, P. (2010). Categories of financial crime. *Journal of Financial Crime*, 17(4), 441-458.
- Goyal, A. et Welch, I. (2003). Predicting the equity premium with dividend ratios. *Management Science*, 49(5), 639-654.
- Graesser, A.C., Millis, K.K. et Zwaan, R.A. (1997). Discourse Comprehension. *Annual Review of Psychology*, 48(1), 163-189.
- Gratto Clarence, J.T. et Thatcher, J. (1990). The Influence of Major Lawsuits on Common Stock Returns. *Akron Business and Economic Review*, 21(1), 51-62.
- Griffin, J.M., Hirschey, N.H. et Kelly, P.J. (2011). How important is the financial media in global markets? *Review of Financial Studies*, 24, 3941-3992.
- Grinblatt, M.S., Masulis, R.W. et Titman, S. (1984). The valuation effects of stock splits and stock dividends. *Journal of Financial Economics*, 13(4), 461-490.
- Harvey, C.R. (1989). Time-varying conditional covariances in tests of asset pricing models. *Journal of Financial Economics*, 24(2), 289-317.
- Hong, H. et Stein, J.C. (1999). A unified theory of underreaction, momentum trading and overreaction in asset markets. *The Journal of Finance*, 54, 2143-2184.
- Huberman, G. et Regev, T. (2001). Contagious speculation and a cure for cancer: A non-event that made stock prices soar. *The Journal of Finance*, 56(1), 387-396.
- Ikenberry, D., Lakonishok, J. et Vermaelen, T. (1995). Market underreaction to open market repurchases. *Journal of Financial Economics*, 39, 181-208.
- Jagannathan, R. et Wang, Z. (1996). The conditional CAPM and the cross-section of expected returns. *The Journal of Finance*, 51(1), 3-53.
- Jensen, M.C. (1986). Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers. *American Economic Review*, 76, 323-29.

- John, K. et Williams, J. (1985). Dividends, dilution, and taxes: a signalling equilibrium. *The Journal of Finance*, 40, 1053-70.
- Karpoff, J.M. et Lott, J.R. Jr. (1993). The reputational penalty firms bear from committing criminal fraud. *Journal of Law Economic*, 36, 757-802.
- Keim, D.B. et Stambaugh, R.F. (1986). Predicting returns in the stock and bond markets. *Journal of financial Economics*, 17(2), 357-390.
- Klibanoff, P., Lamont, O. et Wizman, T.A. (1998). Investor Reaction to Salient News in Closed-End Country Funds. *The Journal of Finance*, 53(2), 673-699.
- Krishnamurthy, S., Zhou, J. et Zhou, N. (2006). Auditor reputation, auditor independence and the stock market impact of Andersen's indictment on its client firms. *Contemporary Accounting Research*, 23, 465-490.
- Lewellen, J. et Nagel, S. (2006). The conditional CAPM does not explain asset-pricing anomalies. *Journal of financial economics*, 82(2), 289-314.
- Lin, C.-Y. et Hovy, E. (1997). Identifying topics by position. *Proceedings of the fifth conference on Applied natural language processing. Association for Computational Linguistics*.
- Liu, P., Smith, S.D. et Syed, A.A. (1990). Stock price reactions to the Wall Street Journal's securities recommendations. *Journal of financial and Quantitative Analysis*, 25(3), 399-410.
- Manela, A. (2007). Separating Media Coverage from News Content Effects on Stocks, the University of Chicago Graduate School of Business. Working paper.
- Markowitz, HM (1959). Portfolio Selection : Efficient Diversification of investment. *The Journal of Finance*, 7(1), 77-91.
- Martinet, B. et Marti, Y.-M. (2001). L'intelligence économique: comment donner de la valeur concurrentielle a l'information. *Edition d'Organisation*.
- Merton, R.C. (1987). A simple model of capital market equilibrium with incomplete information. *The Journal of Finance*, 42, 483-510.
- Micocci, M., Masala G., Cannas G., et Flore G. (2009). Reputational Effects of Operational Risk Events for Financial Institutions. *Working Paper, University of Cagliari, Cagliari, Italy*
- Miller, M.H et Rock, K. (1985). Dividend policy under asymmetric information, *The Journal of Finance*, 40, 1031-1051.
- Mitchell, M.L. et Mulherin, J.H. (1994). The impact of public information on the stock market. *The Journal of Finance*, 49(3), 923-950.

- Numata, S. et Takeda, F. (2010). Stock market reactions to audit failure in Japan: The case of Kanebo and ChuoAoyama. *The International Journal of Accounting*, 45(2), 175-199.
- Ofer, A.R. et Siegel, D.R. (1987). Corporate financial policy, information, and market expectations: an empirical investigation of dividends. *The Journal of Finance*, 42, 889-911.
- Pastor, L., et Stambaugh, R. F. (2003). Liquidity risk and price discovery. *Journal of Political Economy*, 111(3), 642-685.
- Peress, J. (2014). The media and the diffusion of information in financial markets: Evidence from newspaper strikes. *The Journal of Finance*, 69(5), 2007-2043.
- Polinsky, M.A. et Shavell, S. (1979). The Optimal Tradeoff Between the Probability and Magnitude of Fine. *American Economic Review*, 69(5), 880-891.
- Rao, S.M. (1997). The effect of announcement of bribery, scandal, white collar crime, and illegal payment on returns to shareholders. *Journal of Financial and Strategic Decisions* 10(3), 55-62.
- Reichert, A.K., Lockett, M. et Rao, R.P. (1996). The impact of illegal business practice on shareholder returns. *Financial Review*, 31(1), 67-85.
- Sharpe, W.F. (1963). A simplified model for portfolio analysis. *Management science*, 9(2), 277-293.
- Shiller, R.J. (2000). Measuring bubble expectations and investor confidence. *The Journal of Psychology and Financial Markets*, 1(1), 49-60.
- Simunic, D.A. (1980). The pricing of audit services: Theory and evidence. *Journal of Accounting Research*, 18(1), 161-190.
- Skinner, D.J. (1994). Why firms voluntarily disclose bad news. *Journal of accounting research*, 38-60.
- Sodjahin, A., Champagne, C., Coggins, F. et Gillet, R. (2015). Leading or lagging indicators of risk? The international content of extra-financial performance scores. *A paraître dans le Journal of Asset Management*.
- Sturm, P. (2013). Operational and reputational risk in the European banking industry: The market reaction to operational risk events. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 85, 191-206.
- Stoffman, D. (1991). Good behavior and the bottom line. *Canadian Business*, 28-32.
- Strachan, J.L., Smith, D.B. et Beedles, W.L. (1983). The price reaction to (alleged) corporate crime. *Financial Review*, 18(2), 121-132.

- Sung, T., Kim, D. et Chincarini, L. (2006). Corporate scandals and the market response of dividend payout changes. *Applied Financial Economics*, 16(7), 535-549.
- Tetlock, P.C. (2011). All the news that's fit to reprint: Do investors react to stale information? *Review of Financial Studies*, 24(5), 1481-1512.
- Tetlock, P.C. (2007). Giving content to investor sentiment: The role of media in the stock market. *The Journal of Finance*, 62(3), 1139-1168.
- Tetlock, P.C., Saar-Tsechansky, M. et Macskassy, S. (2008). More than words: Quantifying language to measure firms' fundamentals. *The Journal of Finance*, 63(3), 1437-1467.
- Zetlin, M. (1991). Ethics and Common Sense. *Management Review*, 80(6), 59.