

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

IMPACT DES CYGNES NOIRS SUR LE CALCUL DE LA VALEUR À RISQUE

MÉMOIRE

PRÉSENTÉ

COMME EXIGENCE PARTIELLE
DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

PAR

LOUISE CHERLIE DUPLESSY

DÉCEMBRE 2020

REMERCIEMENTS

Je tiens à remercier mon directeur de recherche, le professeur Steve Ambler. Il a commencé à m'orienter depuis le choix du sujet. Il a su m'éclairer avec patience lors de moments de doute. Par ses mots d'encouragements, les documentations très pertinentes et ses réponses rapides, il a pu me conduire à travailler efficacement. Je vous remercie du fond coeur Monsieur Ambler.

Je remercie tous les professeurs qui m'ont enseigné durant tout le cycle d'études. Je veux témoigner ma profonde gratitude à l'égard du professeur Jean-Denis Garon. Lorsque je vivais une période difficile, il a su m'encourager et me redonner confiance. Aujourd'hui si j'arrive à boucler le cycle c'est parce qu'il m'avait prêté une oreille attentive. Je remercie Madame Martine Boisselle qui a pu me guider dans toutes les étapes de mon cheminement.

Je témoigne toute ma reconnaissance à mes parents qui ont été là pour moi, mes amis qui ont pu me supporter inconditionnellement. Tout cela ne serait pas possible sans la faveur de Dieu.

TABLE DES MATIÈRES

| | |
|--|------|
| TABLE DES FIGURES | v |
| LISTE DES TABLEAUX | vi |
| LISTE DES ABRÉVIATIONS, SIGLES ET ACRONYMES | vii |
| RÉSUMÉ | viii |
| INTRODUCTION | 1 |
| CHAPITRE I REVUE DE LA LITTÉRATURE | 8 |
| 1.1 Cygne noir et asymétrie d'information | 8 |
| 1.2 Méthodes de calcul de la Valeur à Risque | 10 |
| 1.2.1 Méthode paramétrique | 12 |
| 1.2.2 Méthode non paramétrique | 13 |
| 1.2.3 Méthode semi-paramétrique | 15 |
| 1.3 Les outils de mesure du risque | 17 |
| 1.4 La distribution des rendements | 18 |
| 1.4.1 La non-normalité des rendements | 18 |
| 1.4.2 Distributions alternatives | 20 |
| 1.5 Comportement du marché boursier lors d'un événement rare | 21 |
| CHAPITRE II CALCUL DE L'OUTIL MESURANT LE RISQUE DU MAR- CHÉ BOURSIER | 23 |
| 2.1 Calcul de la Valeur à Risque | 23 |
| 2.2 Calcul de la VaR sous des hypothèses classiques | 25 |
| 2.2.1 Distribution normale | 28 |

| | | |
|---|---|----|
| 2.2.2 | Modélisation GARCH de la volatilité des rendements quotidiens | 31 |
| 2.3 | Calcul de la VaR en présence de cygnes noirs | 35 |
| 2.4 | Estimation des paramètres d'une distribution stable | 40 |
| CHAPITRE III MÉTHODOLOGIE | | 44 |
| 3.1 | Justification de la méthode utilisée | 44 |
| 3.2 | Choix de l'indice S&P/TSX 60 | 46 |
| 3.3 | Données | 47 |
| 3.4 | Modèle utilisé | 48 |
| 3.5 | Étude d'événements | 48 |
| CHAPITRE IV IMPACT DE L'ANNONCE DE LA CRISE DE 2007 SUR LE MARCHÉ BOURSIER | | 50 |
| 4.1 | Définition de la date d'événement | 50 |
| 4.2 | Définition de la période d'événement | 51 |
| 4.3 | La modélisation des rendements des titres | 52 |
| 4.4 | L'estimation des paramètres du modèle | 53 |
| 4.5 | Calcul des Rendements Anormaux Moyens | 54 |
| 4.6 | L'application des tests statistiques | 58 |
| 4.7 | Explications des résultats | 61 |
| CONCLUSION | | 64 |
| ANNEXES | | 66 |
| BIBLIOGRAPHIE | | 68 |

TABLE DES FIGURES

| | | |
|-----|---|----|
| 2.1 | Représentation de la VaR selon la méthode paramétrique | 27 |
| 2.2 | Histogramme des rendements quotidiens du S&P/TSX 60 | 29 |
| 2.3 | Q-Q Plot des rendements quotidiens du S&P/TSX 60 | 31 |
| 2.4 | Representation graphique des rendements quotidiens du S&P/TSX 60 | 32 |
| 2.5 | Représentation de la volatilité avec le modèle GARCH | 35 |
| 4.1 | Axe du temps | 52 |
| 4.2 | Évolution des Rendements Anormaux Moyens sur 15 jours après l'événement | 57 |
| 4.3 | Évolution des Rendements Anormaux Moyens sur les 40 jours après l'événement | 66 |

LISTE DES TABLEAUX

| | | |
|-----|--|----|
| 2.1 | Valeur à Risque calculée sous hypothèses normales | 28 |
| 2.2 | Statistiques descriptives des rendements journaliers | 30 |
| 2.3 | Shapiro-Wilk test sur le taux de rendement | 30 |
| 2.4 | Test ADF du rendement logarithmique de la Bourse de Toronto - Indice S&P/TSX 60 | 33 |
| 2.5 | Test Lagrange Multiplier (LM) | 33 |
| 2.6 | Estimation des paramètres du modèle GARCH | 34 |
| 2.7 | VaR calculée avec la Distribution Pareto Généralisée | 39 |
| 2.8 | Estimation des paramètres du modèle stable | 42 |
| 2.9 | Comparaison des méthodes de calcul de la VaR | 43 |
| 4.1 | Rendement Anormal Moyen | 56 |
| 4.2 | Test de rang signé de Wilcoxon | 60 |
| 4.3 | Test de signe | 62 |
| 4.4 | Les compagnies de l'échantillon | 67 |

LISTE DES ABRÉVIATIONS, SIGLES ET ACRONYMES

| | |
|---------|---|
| ARCH | Autoregressive Conditional Heteroscedasticity |
| CAViaR | Conditional Autoregressive Value at Risk |
| GARCH | Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity |
| GEV | Generalized Extreme Value |
| GPD | Generalized Pareto Distribution |
| iid | indépendant et identiquement distribué |
| MCO | Méthode des Moindres Carrés Ordinaires |
| PCAA | Papier Commercial Adossé à des Actifs non bancaires |
| PIB | Produit Intérieur Brut |
| POT | Peaks-Over-Threshold |
| S&P TSX | Standard and Poor Toronto Stock Exchange |
| VaR | Valeur à Risque |

RÉSUMÉ

Les crises constituent des situations qui entraînent des surprises qui échappent souvent au contrôle des décideurs. Ainsi, des outils sont créés afin de gérer les risques autour des activités financières. Au cours de ces dernières décennies, la Valeur à Risque est un des outils utilisés pour calculer le risque encouru par une entreprise ou dans un portefeuille. Cependant, ce dernier ne tient pas compte des événements des queues de la distribution. Les krachs, les bulles font partie des événements qui affectent la richesse des investisseurs. Parmi ces événements, il y en a qui ne sont pas prévisibles, certains pensent même qu'ils sont improbables. Ces derniers qui sont si rares entraînent des conséquences désastreuses quand ils sont des événements à portée négative. Lorsqu'ils sont rares, imprévisibles et avec des conséquences énormes ils sont appelés des cygnes noirs. De ce fait, cette étude se propose d'analyser l'impact des cygnes noirs sur le calcul de la Valeur à Risque sur le marché boursier de Toronto.

Dans ce travail, la crise de 2007 qui a conduit à la récession de 2008-2009 est considérée comme événement cygne noir. Ainsi, le calcul de la Valeur à Risque se fait sous des hypothèses classiques et en présence des cygnes noirs. Pour étudier l'impact des cygnes noirs sur la richesse des actionnaires la méthode de l'étude d'événements est utilisée. Cette étude porte sur la période du 13 mars 2001 au 31 décembre 2018.

Cette étude pourrait contribuer à faire avancer la connaissance par la façon d'appliquer les tests non paramétriques sur la période d'estimation en utilisant les rendements anormaux journaliers. Les résultats montrent que les quantiles sont sous-estimés sous les hypothèses normales. Lorsqu'il y a les cygnes noirs, la VaR est un outil déficient puisqu'elle ne tient pas compte des événements des queues de la distribution. En outre, la crise de 2007 a un impact sur la richesse des investisseurs puisqu'elle a finalement gagné toute l'économie et conduit à une baisse des investissements.

Mots clés : Valeur à Risque, cygne noir, queue épaisse, volatilité, leptokurtosis, étude d'événements

INTRODUCTION

Les données sur les rendements quotidiens pour l'indice S&P / TSX 60 du marché boursier de Toronto sont utilisées pour étudier des mesures de risque dans les marchés financiers en présence d'événements rares. L'expression « cygne noir » est utilisée pour indiquer des événements qui se trouvent dans les queues de la distribution des rendements, surtout la queue gauche. Étant considérés comme improbable il est facile de sous-estimer leur probabilité dans les modèles économétriques de risque. Ce travail analyse comment ces événements influencent la Valeur à Risque et comment représenter dans un modèle un type de rendement qui n'est pas observé que très rarement. Nous avons fait l'estimation de la probabilité dans les queues de la distribution et l'analyse d'une forte baisse sur le marché par l'étude d'événement. Il en résulte d'abord que la distribution des rendements s'écartent d'une distribution gaussienne, ensuite une sensibilité de la Valeur à Risque dépendamment des hypothèses faites sur la distribution des rendements et finalement la présence de rendements anormaux.

L'écrivain romain de la fin du 1^e siècle, Juvénal, a utilisé le concept cygne noir pour désigner un oiseau qui est rare lorsqu'il énonce l'expression « un oiseau rare dans le pays, rare comme un cygne noir » puisqu'à cette époque on était persuadé qu'ils étaient tous blancs.¹ Pendant longtemps tous les cygnes observés par les Européens avaient la couleur blanche et l'existence d'un cygne de couleur noire était une impossibilité. Au *XVI^e* siècle, à Londres, l'expression « cygne noir » était utilisée

1. [https://fr.wikipedia.org/wiki/Théorie du cygne noir](https://fr.wikipedia.org/wiki/Théorie_du_cygne_noir).

lorsqu'il s'agissait de déclarer une impossibilité, étant convaincu que tous les cygnes sont blancs. Mais en 1697, l'explorateur Willem de Vlamingh a découvert des cygnes noirs en Australie occidentale.² Ce qui a été une surprise pour ce dernier mais pas pour les habitants de l'Australie. Après cette découverte, le sens de l'expression « cygne noir » a légèrement évolué pour évoquer un événement paradoxalement impossible mais qui a la probabilité de survenir un jour. Ce concept a été utilisé par John Stuart Mill pour identifier la réfutation. De son côté Taleb (2007) l'a défini comme un événement imprévu ayant une faible probabilité de se dérouler et qui surprend tout le monde. Lorsqu'il arrive, il a d'énormes conséquences et on cherche à l'expliquer après qu'il est survenu comme s'il avait été prévisible (on le rationalise après coup).

Ainsi, le concept s'étend sur beaucoup de domaines y compris la finance. Il est considéré comme un événement surprise pour certains et non pour d'autres. Lors de l'occurrence de ces événements extrêmes et rares, les répercussions touchent le marché financier et affectent les cours boursiers. L'accroissement des mouvements de capitaux et l'apparition continue de nouveaux produits financiers sont des faits entre autres qui entraînent la fragilisation du marché. Au cours de ces dernières décennies, plusieurs pays du monde étaient plongés dans la plus grave crise économique et financière depuis la Grande Dépression suite à la faillite de la banque d'investissement américaine Lehman Brothers. Cette dernière a éclaté aux États-Unis avec des événements qui entraînent la bulle immobilière en 2006, la crise des prêts hypothécaires et elle se répand par la suite dans le monde entier. Compte tenu de l'importance accordée à la gestion du risque par les principaux acteurs des marchés financiers, il se révèle donc indispensable de créer des outils permettant de contrôler le risque.

2. [https://fr.wikipedia.org/wiki/Théorie du cygne noir](https://fr.wikipedia.org/wiki/Théorie_du_cygne_noir).

Cette atmosphère d'incertitude incite les acteurs du marché à développer de nouveaux outils afin de se prémunir des éventuels risques du marché dûs à la volatilité des prix dans les périodes de perturbation économique.

Dans le but de comprendre et contrôler l'exposition aux risques avec l'augmentation des volatilités sur les marchés mondiaux, il devient plus que nécessaire d'élaborer des outils de gestion du risque. A cet effet, le concept de Valeur à Risque (VaR) tirant son origine du secteur de l'assurance a été importée à la fin des années 1980 dans le secteur financier aux États-Unis par la banque Bankers Trust. Ainsi, les entreprises financières ont commencé à adopter la VaR pour mesurer l'exposition au risque de leurs portefeuilles de négociation. Par la suite J.P.Morgan a publié le RiskMetrics en octobre 1994 dans le but de normaliser l'application de la VaR dans l'industrie. Cela a contribué de manière significative à la croissance de la popularité de la VaR en tant qu'outil d'évaluation des risques. En outre, le Comité de Bâle a imposé aux banques d'établir des exigences minimales de fonds propres basées sur des mesures de VaR soumises à certains critères. Avec sa capacité de résumer l'exposition au risque sous la forme d'un nombre unique, la VaR est devenue applicable à différents niveaux où les gestionnaires n'ont pas besoin de compréhension statistique approfondie des modèles de risque pour la comprendre. Elle est très souvent employée par les gestionnaires d'actifs dans le cadre des activités des banques, des compagnies d'assurance. Elle est une mesure indispensable pour les services de risque des sociétés de gestion d'actifs qui suivent journalièrement le risque des portefeuilles. La VaR est donc devenue une mesure de risque de référence.

La VaR étant initialement un outil permettant de mesurer le risque interne, celle-ci évolue pour devenir une méthode employée par les banques conformément aux

accords de Bâle. Elle représente la plus grande perte sur une période désignée et qui ne sera excédée qu'avec une probabilité déterminée auparavant.

Malgré les efforts pour mesurer et contrôler les risques, il demeure qu'il y a des événements qui échappent aux différentes méthodes de calcul. On ne peut pas empêcher la conjoncture d'un pays de se détériorer lorsque survient un événement extrême et rare. Les événements extrêmes sont caractérisés par leur faible probabilité d'occurrence. Une fois apparus, ces événements imprévisibles peuvent engendrer des pertes importantes. En effet, les événements rares y sont souvent sous-évalués en termes de prix. La place accordée par l'imprévisible dans la théorie de Taleb remet en cause la courbe de Gauss selon laquelle les événements qui surviennent dans l'économie sont le fruit du hasard et ont tendance à être plus proche d'une moyenne. Pour Taleb, au contraire, les mouvements des marchés pourraient être très éloignés de la moyenne. Il explique notamment que les bulles et les krachs reviennent à des périodes régulières et bouleversent les marchés financiers à cause de la sous-estimation de l'occurrence des événements extrêmes et rares. Ceci résulte du fait que les acteurs basent leurs raisonnements sur la courbe de Gauss.

Taleb (2007) ayant défini le concept de « cygne noir », milite en effet contre l'utilisation démesurée de la loi normale dans le domaine de la finance. Selon lui, cette distribution reflète très mal ces fameux « cygnes noirs » que personne n'envisage et qui conduisent rapidement à des désastres économiques. Lors de l'apparition d'un cygne noir, on assiste à des volatilités extrêmes. Dans ce contexte, notre travail se propose d'analyser l'impact de ces événements rares et imprévisibles sur le calcul de la VaR.

Plusieurs événements se sont succédé dans l'économie, parfois d'origines monétaire, financière ou autres. Certains sont prévisibles et d'autres sont classés comme des événements qui peuvent arriver une fois sur 100 000 ans. Ces derniers sont des événements extrêmes. Étant donné qu'ils arrivent très rarement, ils sont parfois considérés comme des événements pratiquement impossibles. Compte tenu des conséquences de ces événements sur les activités économiques et financières, ce travail se donne pour objectif principal de conduire une étude empirique de l'impact d'événements extrêmes sur la Valeur à Risque. Il s'intéresse au marché boursier de Toronto en utilisant les titres des sociétés à grande capitalisation boursière.

Nous avons choisi d'utiliser les données quotidiennes de l'indice S&P/ TSX 60 pour les années comprises entre 2001 et 2018. Nous avons comme repère une étude faite par Adams et Thornton (2013) dont la période d'étude est comprise entre 1980 et 2010 sur le marché boursier américain en utilisant l'indice S&P 500. Leur étude a permis de confirmer l'existence d'événement de cygnes noirs sur la période en question. Étant donné que la crise de 2007 a été qualifiée de cygne noir, dans notre travail nous allons calculer la Valeur à Risque sous différentes hypothèses afin d'analyser quel est son comportement sur le marché boursier de Toronto? En outre, la méthode d'étude d'événements va être utilisée pour examiner dans quelle mesure la date de l'annonce de la crise a pu affecter la distribution des pertes et profits des entreprises dont leur indice est regroupé dans le S&P/ TSX 60?

Pour réaliser ce travail, la période du 13 mars 2001 au 31 décembre 2018 a été sélectionnée. Le choix de cette période est justifié par le fait qu'au cours de cet intervalle il y a lieu de distinguer la crise de 2007 qui a conduit à la Grande récession associée à une double crise financière et économique de l'économie mondiale et elle contient également des périodes plus calmes. Le choix du marché boursier de Toronto

est justifié par un manque d'études sur les sujets portant sur les cygnes noirs et la VaR pour le marché canadien. Ainsi, l'objectif de ce travail est d'analyser l'impact des cygnes noirs sur le calcul de la VaR. Sous l'hypothèse que les événements cygnes noirs sont des facteurs influençant les queues épaisses dans les distributions des rendements et qui ne sont pas pris en compte par le calcul de la VaR, ce travail est structuré comme suit.

Le chapitre 1 présente la littérature existant sur les cygnes noirs en rapport avec l'asymétrie d'information. Les différentes méthodes de calcul de la Valeur à Risque sont mises en évidence. La loi suivie par la distribution des rendements du marché financier est également décrite (non normalité, distributions alternatives). Il s'achève par le point de vue de certains auteurs sur la réaction du marché boursier lors d'un événement rare.

Le chapitre 2 présente le calcul de la Valeur à Risque sous des hypothèses classiques. La distribution contenant des caractéristiques qui s'écartent de la loi normale, permet de déceler la présence de queues épaisses. De ce fait, la VaR est aussi calculée en présence des cygnes noirs. Pour représenter la volatilité du taux de rendement, le modèle GARCH est utilisé afin de suivre la distribution de la variance. Il se termine par une comparaison entre les méthodes de calcul de la VaR sous des hypothèses normale et stable.

Le chapitre 3 présente la méthodologie pour évaluer l'impact de la date d'annonce de la crise sur la distribution des pertes et profits des investisseurs. Ainsi, il faut spécifier et justifier la méthodologie, le choix de l'indice S&P/TSX 60, les données et le modèle utilisés aussi bien que les étapes de la méthode d'étude d'événements.

Enfin, le dernier chapitre présente l'évidence empirique concernant les rendements en appliquant la méthode d'étude d'événements, en même temps il résume nos conclusions et mentionnent des extensions qui pourraient stimuler de futures recherches.

CHAPITRE I

REVUE DE LA LITTÉRATURE

Pour situer notre étude au regard d'autres études antérieures sur le sujet, nous présentons les écrits pertinents en lien avec l'objectif du mémoire. La première section aborde les points de vue de certains auteurs concernant l'expression cygne noir. La deuxième passe en revue certains articles concernant la mesure de la Valeur à Risque. La troisième touche un peu les outils utilisés pour mesurer le risque. La quatrième donne un aperçu sur la distribution des rendements (non normalité, distributions alternatives). Finalement la cinquième porte sur la réaction des marchés boursiers lorsque survient un événement rare.

1.1 Cygne noir et asymétrie d'information

Nassim Nicholas Taleb a encore défini et popularisé le concept des événements du cygne noir. Dans son ouvrage, "Le cygne noir : l'impact du très improbable", dans ces deux éditions, Taleb (2007, 2010), il traite divers aspects du concept de probabilité. Il fait référence au cygne noir comme un événement avec les trois caractéristiques suivantes. En premier lieu, il s'agit d'une valeur aberrante. Deuxièmement, cet évé-

nement a un impact extrême. Troisièmement, malgré son statut aberrant, on cherche par tous les moyens à l'expliquer après coup, la rendant explicable et prévisible.

Le travail de Taleb est une source d'inspiration pour plusieurs auteurs, ainsi Aven (2013) a étudié diverses interprétations du cygne noir, parmi lesquelles on peut mentionner les quatre points suivants :

1. un événement extrême surprenant par rapport à l'occurrence attendue ;
2. un événement extrême avec une très faible probabilité ;
3. un événement extrême surprenant dans des situations avec de grandes incertitudes ;
4. une inconnue inconnue.

Sur cette base, il a conclu qu'un cygne noir doit être considéré comme un événement inattendu par rapport aux connaissances, croyances actuelles. Dans un contexte d'évaluation des risques et suivant la perspective de risque, un cygne noir peut être considéré comme un événement extrême. Ce dernier se produit mais il n'est pas spécifié par les événements de l'évaluation des risques - c'est une surprise par rapport aux connaissances définies.

Ale *et al.* (2019) utilisent la fenêtre de Johari qui est la relation entre la connaissance consciente des peuples et la connaissance cachée, ou entre la connaissance des peuples et la connaissance en général, pour faire le lien avec les cygnes noirs. Cet outil, divisé en quatre quadrants, fait l'état de connaissances. Il y a lieu de distinguer, les connus connus : les choses que les gens savent qu'ils savent ; les inconnues connues : les choses que les gens savent qu'ils ne savent pas ; les inconnus connus : les choses que les gens ne savent pas qu'ils savent ; et les inconnues inconnues : les choses que les

gens ne savent pas qu'ils sont inconnus. Compte tenu de l'ignorance ou du manque d'information, cela porte les gens à croire qu'il y a des événements qui ont de faible probabilité de se réaliser ou leur occurrence est carrément impossible. Si Vlamingh avait demandé à un Australien, le cygne noir n'aurait pas été une telle surprise. Il ne savait pas que l'Australie et ses Australiens existaient, et en découvrant cet oiseau ce fut une grande surprise pour tous ceux qui croyaient que tous les cygnes étaient blancs. Le concept du cygne noir porte à réaliser que les risques peuvent être sous-estimés car l'évaluateur des risques n'est pas au courant des connaissances disponibles.

Flage et Aven (2015) ont établi une relation entre les événements de type cygne noir et le risque émergent. Ils expliquent que ces deux concepts peuvent être considérés comme significatifs et complémentaires. Ils relient le risque émergent à des connus inconnus et les cygnes noirs à des inconnus connus. Ainsi, un risque émergent lié à une activité lorsque les connaissances de base sont faibles. Bien qu'insuffisantes, elles contiennent des indications / croyances justifiées qu'un nouveau type d'événement (nouveau dans le contexte de cette activité) pourrait se produire à l'avenir et potentiellement avoir des conséquences graves. La faible connaissance de base entraîne entre autres des difficultés à spécifier les conséquences et peut-être aussi à spécifier pleinement l'événement lui-même. Ici, la connaissance devient le concept clé à la fois des événements à risque émergent du type cygne noir.

1.2 Méthodes de calcul de la Valeur à Risque

La VaR étant un outil permettant de mesurer le risque, les différentes méthodes de calcul sont présentées dans cette section. Elle a retenu l'attention de plusieurs au-

teurs au cours des dernières décennies. De façon générale, la VaR est définie comme la perte maximale potentielle en valeur d'un portefeuille d'instruments financiers due à des mouvements de marché défavorables qui ne devrait être atteinte qu'avec une probabilité donnée sur un horizon temporel donné (Engle et Manganelli (2001)). Cette perte est attendue pour un certain niveau de confiance. Cette mesure nous fournit des informations concernant le risque d'un portefeuille, d'un titre et même d'une entreprise. Comme le souligne Linsmeier et Pearson (1996), des pertes supérieures à la VaR ne sont subies qu'avec une faible probabilité spécifiée. Sous réserve des hypothèses simplificatrices utilisées dans son calcul, elle regroupe tous les risques d'un portefeuille en un nombre unique adapté facilement compréhensible sans avoir beaucoup de connaissances mathématiques. Elle est donc simplement une façon de décrire l'ampleur des pertes probables sur le portefeuille.

Selon Engle et Manganelli (2001), il existe des modèles utilisant plusieurs méthodologies de calcul de la VaR, qu'ils classent en trois grandes catégories :

- Méthode paramétrique (RiskMetrics et GARCH) ;
- Méthode non paramétrique (simulation historique et modèle hybride) ;
- Méthode Semi-paramétrique (Théorie de la Valeur Extrême, CAViaR et quasi-maximum vraisemblance).

Par contre selon Ammann et Reich (2001), il y a deux types de calculs de VaR : paramétrique et non paramétrique. Les modèles paramétriques sont basés sur des paramètres statistiques de la distribution. Les modèles non paramétriques sont basés sur des simulations ou l'utilisation de données historiques. Les méthodes les plus populaires pour les calculs de VaR sont décrites ci-dessous.

1.2.1 Méthode paramétrique

Les modèles de VaR sont construits sur des distributions statistiques standard contenant une estimation de l'écart type (ou matrice de covariance) des rendements des actifs. Pour cette raison, de bonnes prévisions de volatilité font partie intégrante de bons modèles de VaR. Pour trouver la VaR elle-même, on peut prendre le centile correspondant de la distribution prédictive des rendements selon Aussenegg et Miazhynskaia (2006). L'un des modèles de volatilité le plus largement utilisé est le modèle GARCH proposé par (Bollerslev (1986)).

La méthode de la VaR paramétrique est basée sur des hypothèses simples. Les lois de probabilité qui déterminent les distributions pour les variations des prix de marché sont normales, ensuite les instruments présentent un profil de risque linéaire. Par contre ce principe fait l'objet de nombreux questionnements lorsque le portefeuille contient des produits dérivés comme options, futures. Ces derniers dont le profil de distribution des rendements est différent de celui des actions et obligations qui sont très asymétriques.

Dans le cadre du calcul de la VaR paramétrique d'un portefeuille, il convient d'abord d'élaborer une matrice de variance-covariance. Il est basé sur la dérivée de premier ordre et semblable à une approximation Delta.¹ Il revient de construire un tableau dans lequel se trouve la variance de chaque actif et la covariance entre chaque paire d'actifs. Pour évaluer le risque d'un portefeuille, il est nécessaire d'avoir la volatilité et la covariance entre chaque actif. Dans le cadre des portefeuilles comportant un très

1. S'appuyant sur le théorème central limite, la méthode du Delta permet d'obtenir une approximation de la distribution asymptotique d'une fonction d'une variable aléatoire asymptotiquement normale.

grand nombre d'actifs, la matrice de variance-covariance peut se révéler extrêmement volumineuse et présentant de nombreuses difficultés lors des calculs.

Rouvinez (1997) développe les méthodes analytiques dans la détermination de la VaR précise composée d'instruments non linéaires, comme les options : la méthode Delta-Gamma et la méthode Delta-Gamma-Maximum-Loss. La première méthode appelée approche centile détermine le niveau qui ne doit pas être dépassé pendant une période de temps donné. La deuxième méthode, appelée approche d'optimisation, calcule la perte maximale résultant d'un changement des conditions du marché dans une fourchette donnée autour de la valeur actuelle. Britten-Jones et Schaefer (1999) fournissent une solution approximative pour la VaR basée sur une approximation delta-gamma, mais leur approche peut également être appliquée aux problèmes multifactoriels.

La méthode paramétrique se révèle intéressante par le fait qu'elle est facile à calculer et qu'on prend en compte la covariance (ou corrélation) des actifs qui constituent le portefeuille. Par contre, ceci n'est pas applicable aux portefeuilles qui contiennent des produits dont le profil de la distribution des rendements ne suit pas une loi normale.

1.2.2 Méthode non paramétrique

L'approche de simulation historique est une modélisation non paramétrique de la Valeur à Risque qui est très utilisée par les institutions. En tant que méthodologie non paramétrique, l'approche de simulation historique ne nécessite aucune hypothèse sur la distribution des rendements des facteurs de risque du portefeuille. La simulation historique est la méthode de calcul la plus simple à mettre en œuvre. Cette méthode ne fait aucune hypothèse sur les distributions statistiques, la volatilité ou les cor-

relations. La valeur de la VaR est dérivée directement de la série des rendements et peut être appliquée à n'importe quel instrument selon Philippe (2001). Son calcul est uniquement basé sur la distribution historique des rendements des facteurs de risque correspondants. Ceci revient à dire qu'elle exploite les données historiques pour construire la répartition future des profits et pertes d'un portefeuille qui peut être utilisée pour calculer la VaR. La simulation historique ignore la variance temporelle et attribue des poids égaux aux événements selon Linsmeier et Pearson (2000). Cela signifie que cette méthode ne réagit pas assez rapidement aux conditions actuelles du marché. De plus, il ne répond pas aux périodes de volatilité élevée et faible.

Le choix de la longueur de l'ensemble de données à utiliser dans cette méthode doit être soigneusement examiné. La période historique devrait être suffisamment longue pour produire une estimation fiable, mais suffisamment courte pour éviter un « changement de paradigme ». Cependant, si des intervalles de confiance élevés sont nécessaires, un grand ensemble de données est nécessaire. Dans ce cas, l'ensemble de données peut contenir des mouvements de marché excessifs ou extrêmes qui ne reflètent pas les conditions actuelles du marché selon Manfredo et Leuthold (2001). L'hypothèse fondamentale sous-jacente à la méthode de simulation historique est que les mouvements de rendement des actifs historiques restent à court terme à l'avenir. Ainsi, une prévision de VaR peut être calculée sur la base du rendement historique. Dans certains cas, cela peut conduire à des estimations faussées de la VaR d'après Dowd (1999) en raison de la possibilité que certains événements ne soient pas saisis dans l'ensemble de données historiques, comme les périodes de forte volatilité, qui peuvent entraîner des pertes importantes.

Selon Philippe (2001), il est important de disposer d'une grande série chronologique pour garantir des estimations de VaR stables ; cependant, cette méthode ne donne

aucune pondération ni priorité aux observations récentes. Toutes les observations ont une pondération égale où les estimations de la VaR réagissent rapidement aux données récentes du marché, en particulier en cas de sauts importants du marché. Cette méthode ne représente pas la dynamique de rendement qui peut entraîner des pertes potentielles importantes lorsqu'elle est appliquée dans un scénario de gestion des risques.

1.2.3 Méthode semi-paramétrique

1.2.3 a) Théorie de la Valeur Extrême

Certains auteurs ont proposé la méthode semi paramétrique pour le calcul de la VaR. Le terme semi-paramétrique (ou semi-non paramétrique) se réfère à des techniques situées à mi-chemin des procédures paramétriques et non paramétriques. Danielsson et De Vries (1997) appliquent la théorie semi-paramétrique des valeurs extrêmes au problème de la valeur à risque, où seuls les événements de queue de distribution sont modélisés de manière paramétrique, tandis que la simulation historique est utilisée pour les observations courantes. La théorie des valeurs extrêmes est spécialement conçue pour les problèmes extrêmes, et donc leur méthode semi-paramétrique combine les avantages des modélisations paramétrique et non paramétrique. Danielsson et De Vries (1997) développent des estimateurs pour les prévisions de VaR quotidiennes et sur plusieurs jours. Ils démontrent que pour leur échantillon de rendements boursiers américains, les méthodes paramétriques conditionnelles sous-estiment la VaR et donc le risque extrême. Selon la simulation historique, la VaR souffre de propriétés statistiques indésirables dans les queues. Cependant, la méthode semi-paramétrique

est plus performante qu'une méthode paramétrique de variance-covariance conditionnelle ou une simulation historique non paramétrique.

Des applications de méthodes d'estimation des quantiles extrêmes à la VaR ont été proposées par Danielsson et De Vries (2000). L'intuition ici est d'exploiter les résultats de la théorie statistique des valeurs extrêmes et de concentrer l'attention sur la forme asymptotique de la queue, plutôt que de modéliser l'ensemble de la distribution. Il y a deux problèmes avec cette approche. Premièrement, il ne fonctionne que pour les quantiles de faible probabilité. Deuxièmement, ces modèles sont imbriqués dans un cadre de variables indépendamment et identiquement distribuées (i.i.d.), qui n'est pas cohérent avec les caractéristiques de la plupart des ensembles de données financières. McNeil et Frey (2000) ont suggéré d'adapter un modèle GARCH à la série chronologique des rendements et, ensuite, d'appliquer la théorie de la valeur extrême aux résidus normalisés, qui sont supposés être i.i.d. Bien qu'il s'agisse d'une amélioration par rapport aux applications existantes, cette approche souffre toujours des mêmes problèmes que les modèles de volatilité. Chernozhukov (2000), Engle et Manganelli (2004) ont montré comment la théorie des valeurs extrêmes peut être incorporée dans le cadre des quantiles de régression.

1.2.3 b) Modèle CAViaR

Le modèle CAViaR (Conditional Autoregressive Value at Risk) précise l'évolution du quantile au fil du temps en utilisant un processus autorégressif et évalue les paramètres avec les quantiles de régression. Les paramètres des modèles CAViaR sont donc estimés par régressions quantiles, comme proposé par Koenker et Bassett Jr (1978). Ils ont montré comment étendre la notion de quantile d'échantillon à un modèle de régression linéaire. Engle et Manganelli (2004) ont proposé une nouvelle

approche de l'estimation de la VaR. La plupart des méthodes existantes estiment la distribution des rendements et récupèrent ensuite son quantile de manière indirecte. En revanche, ces auteurs modélisent directement le quantile. Les applications à des données réelles illustrent la capacité des modèles CAViaR à s'adapter à de nouveaux environnements à risque. De plus, leurs résultats suggèrent que le processus régissant le comportement des queues pourrait être différent de celui du reste de la distribution.

1.2.3 c) Quasi-maximum vraisemblance GARCH

Il y a lieu de mentionner dans cette section les modèles ARCH introduits par Engle (1982). Ces derniers reposent sur une paramétrisation endogène de la variance conditionnelle qui par la suite va engendrer les modèles GARCH. Les idées développées par Bollerslev et Wooldridge (1992) sur le quasi-maximum vraisemblance, sont également utilisées pour l'estimation de la VaR par la méthode semi-paramétrique.

1.3 Les outils de mesure du risque

Dans le domaine de la finance, la notion de risque fait appel à plusieurs concepts. La gestion risque fait notamment référence à des outils qui permettent de contrôler les risques d'un actif, d'un portefeuille, d'une entreprise ou encore du marché. Parmi ces outils, il y a lieu de citer : le bêta d'un titre financier, la volatilité, le coefficient de corrélation, la covariance et dans le cas qui nous concerne, la Valeur à Risque. Mais chacun des outils a ses limites. La maîtrise du risque occupe une place importante auprès des gestionnaires. Avec les recommandations du Comité de Bâle, la Valeur à Risque est de plus en plus utilisée comme outil de mesure du risque. Selon Los (2005), celle-ci est basée principalement sur le deuxième moment d'une distribution des taux de rendement tout en ignorant les moments les plus élevés de la distribution.

Par le fait qu'elle ignore l'asymétrie et le kurtosis, la VaR est considérée comme une mesure insuffisante de la performance du risque. Ainsi les estimations de la VaR sont généralement imprécises et le deviennent d'autant plus que nous nous déplaçons vers la queue de la distribution. Celle-ci accorde ainsi une attention insuffisante aux événements extrêmes c'est-à-dire aux événements catastrophiques.

1.4 La distribution des rendements

1.4.1 La non-normalité des rendements

Dans sa thèse de doctorat, Bachelier (1900), a introduit l'utilisation en finance du mouvement brownien (ou processus de Wiener), qui est à l'origine de la plupart des modèles de prix en finance. Il est le premier à proposer que les prix financiers soient distribués selon une loi normale. Par contre, selon Samuelson (1965) c'est la variation du prix, et non le prix, qui suit une loi normale, ce qui lui a permis de dire que le prix serait distribué selon une loi log-normale. Depuis lors, en finance on fait des hypothèses sur la normalité des prix. Compte tenu du poids des hypothèses dans les modèles d'évaluation des actifs financiers, avec plusieurs tests portant sur la distribution des prix, on obtient des résultats qui ne coïncident pas généralement avec les propositions de Bachelier et de Samuelson. La majorité des tests portent sur le coefficient d'aplatissement afin de vérifier si la distribution est plus aplatie que la loi normale ou si elle présente des queues. Contrairement à Bachelier et Samuelson, certains auteurs ont pu observer le caractère non-normal des distributions des variations des prix, Mandelbrot (1963) est reconnu pour avoir fait cette remarque. Contrairement à l'hypothèse générale selon laquelle ces mouvements de prix étaient normalement distribués, Mandelbrot (1963) a trouvé que les prix sur le marché fi-

nancier ne suivaient pas une distribution gaussienne, mais plutôt des distributions stables de Pareto-Lévy. Bien qu'en surface ces deux distributions ne semblent pas être très différentes, (beaucoup de petits mouvements, et quelques grands), les implications sont significativement différentes, notamment la distribution Pareto-Lévy a une variance théoriquement infinie. Tenant compte de la place occupée par les schémas « moyenne-variance », le concept de variance infinie est en proie à certains problèmes en finance et en économétrie par le fait que l'on fait souvent appel à des méthodes basées sur des moments finis.

Comme Mandelbrot, Fama (1965), dans le cadre de son analyse sur les taux de rendement journaliers des 30 titres du Dow Jones sur la période 1957-1962, a remarqué que leurs distributions s'écartaient de la loi normale et appartenaient à la famille des distributions symétriques stables de Pareto.

En 1963, Mandelbrot a tenté d'expliquer cette non-normalité des variations de prix. Constatant que la distribution des changements de prix observée indique clairement que le théorème de la limite centrale ne s'applique pas à eux, Mandelbrot a expliqué que les effets individuels constituant une variation de prix n'avaient pas de variance finie, mais étaient néanmoins indépendants. La distribution de la variation des prix devrait alors appartenir à la famille stable des distributions, qui ont été montrées par Lévy comme les seules distributions limites possibles pour les sommes de variables aléatoires indépendantes. Ces distributions stables ont un kurtosis illimité et donnent généralement des valeurs élevées pour tout kurtosis d'échantillon mesuré, ce qui en fait de bons candidats pour la distribution de la variation des prix.

Dans la majorité des modèles financiers, l'utilisation de l'hypothèse de normalité des rendements est très répandue, mais avec une telle hypothèse les événements extrêmes

sont sous-estimés. Un événement tel que le krach boursier d'Octobre 1987 à Wall Street est tellement rare que son occurrence est presque impossible dans un univers gaussien. Donc les queues de distribution sont souvent sous-estimées dans ce modèle de risque. Nous allons donc voir certaines alternatives au modèle de distribution normale étant donné que ce dernier ne prend pas en compte les événements rares.

1.4.2 Distributions alternatives

Le processus gaussien a été fréquemment utilisé, étant donné qu'il n'est pas compatible avec de nombreux faits stylisés de la finance de marché, des auteurs ont proposé de nombreuses alternatives à la loi normale. Depuis les premiers travaux de Mandelbrot (1963), il a été reconnu que les densités des variables financières se caractérisent par des queues épaisses, des asymétries, un kurtosis, c'est-à-dire, un pic élevé au centre de la distribution, une hétéroscédasticité conditionnelle et, éventuellement, un nombre limité de moments. L'excès de kurtosis est l'un des faits qui a suscité la curiosité de plusieurs auteurs qui ont proposé différentes spécifications alternatives de densité pour capturer certaines de ces propriétés. Selon Tucker et Pond (1988), la loi de distribution des rendements est plus générale qu'une loi normale, en outre il a fait remarquer qu'il y a une variation des paramètres du processus des prix à travers le temps.

Blattberg et Gonedes (1974) ont réalisé des travaux sur les taux de rendement des titres du Dow Jones pour lesquels la distribution se rapproche de la loi normale sur des périodes hebdomadaires. Par contre en utilisant les taux de rendements journaliers, leur distribution ressemble davantage à une loi de Student. Clark (1973) parle de la distribution log-normale, McDonald et Xu (1995) la loi de Bêta généralisée,

alors que Eberlein *et al.* (1995) ont proposé les distributions hyperboliques qui sont caractérisées par leur densité logarithmique. Pour les distributions normales, la densité logarithmique est une parabole, de ce fait ils ont montré qu'on peut s'attendre à obtenir cette alternative raisonnable pour les distributions à queue épaisse. Il y a également des familles de lois qui sont proposées par certains auteurs : la famille de lois Pareto-stables non gaussiennes à variance non bornée avec les queues épaisses de la distribution des rendements par Mandelbrot (1963) et Fama (1965).

1.5 Comportement du marché boursier lors d'un événement rare

Utilisant un échantillon du S&P 500, Harris Jr et Spivey (1990) ont examiné la réaction relative des actions individuelles à l'effondrement du marché du 19 octobre 1987. Ils ont trouvé une relation significative entre le pourcentage de baisse des cours des actions et les bêtas des actions. Parce que la baisse des cours des actions était inférieure à la baisse impliquée par les bêtas de l'action, ils ont conclu que le comportement du marché boursier se situe entre efficacité et irrationalité.

Kryzanowski *et al.* (1995) ont étudié le rendement anormal, la volatilité et le comportement des primes de risque résiduelles des portefeuilles pendant le krach boursier sur le marché canadien de 1987. L'une de leurs conclusions est que le rendement des portefeuilles, tenant compte de leur bêta sur divers intervalles de temps autour du krach est inversement lié au risque systématique.

Des études sont réalisées pour analyser la réaction des marchés boursiers de plusieurs pays face aux événements rares. Par contre un état de la connaissance nous amène à constater qu'il y a peu d'études portant sur la relation entre les cygnes noirs et la Valeur à Risque sur le marché canadien. Ainsi notre travail va permettre d'analyser

comment la crise de 2007 a affecté la VaR en considérant le marché boursier de Toronto. Toutefois, la discussion reste ouverte sur l'impact du cygne noir sur le calcul de la VaR. De ce fait, le prochain chapitre est consacré au calcul de cet outil permettant de mesurer le risque.

CHAPITRE II

CALCUL DE L'OUTIL MESURANT LE RISQUE DU MARCHÉ BOURSIER

L'objectif de ce chapitre est de présenter le calcul de la Valeur à Risque. Il est subdivisé en quatre sections. La première traite du calcul de la VaR de façon plus large. La deuxième aborde le calcul de la VaR sous des hypothèses classiques, teste la normalité de la distribution et effectue la modélisation du taux de rendement. La troisième porte sur le calcul de la VaR en présence des cygnes noirs. Finalement, dans la quatrième, l'estimation des paramètres d'une distribution stable est effectuée en vue de faire une comparaison entre les VaR sous les hypothèses de normalité et de stabilité de la distribution.

2.1 Calcul de la Valeur à Risque

La Valeur à Risque est une notion utilisée généralement pour mesurer le risque de marché d'un portefeuille d'instruments financiers. Elle correspond au montant de perte qui ne devrait être dépassé qu'avec une probabilité donnée sur une période de temps fixée. Si on tient compte de l'intervalle de confiance $1 - \alpha\%$, l'équation de la

distribution de perte et profit peut être écrite de la manière suivante :

$$Pr[L_t \leq VaR] = \alpha, \quad (2.1)$$

où L_t est la variable aléatoire représentant la perte.

Afin de caractériser la perte, tenant compte de la fonction de répartition de la variable aléatoire, nous avons l'équation suivante :

$$VaR(\alpha) = F_{L_t}^{-1}(\alpha), \quad (2.2)$$

avec $F_{L_t}(\cdot)$ qui représente la fonction de répartition de la variable aléatoire L_t et $F_{L_t}^{-1}(\cdot)$ la fonction inverse.

Les rendements revêtent une grande importance pour les investisseurs. La VaR est également la distribution des pertes et profits sur une période bien déterminée. Nous pouvons donc présenter les données de façon simple sous forme de perte et profit. De ce fait, la formule suivante est utilisée pour le calcul du rendement. Donc, nous avons ainsi calculé les rendements du S&P/TSX 60 :

$$R_t = Ln\left[\frac{P_t}{P_{t-1}}\right], \quad (2.3)$$

où R_t est le taux de rendement au temps t et P_t est le prix de l'indice boursier au temps t et P_{t-1} le prix au temps $t - 1$.

2.2 Calcul de la VaR sous des hypothèses classiques

La littérature a présenté trois méthodes de calcul de la VaR ; paramétrique, non paramétrique et semi paramétrique. Nous allons maintenant considérer la méthode paramétrique pour calculer la VaR, qui sous-entend que les lois de probabilité des distributions suivent une loi normale. La VaR est calculée sur les intervalles de confiance 90%, 95% et 99%.

Soient $X(t - \tau)$ l'investissement initial et $x_\tau(t)$ son taux de rendement sur l'horizon d'investissement τ . Pour calculer la VaR, nous supposons que le rendement suit une distribution normale ; $x_t \sim N(\mu, \sigma^2)$. La fonction de densité $f[x(t)]$ est transformée en une distribution normale $g[z(t)]$ qui a une moyenne de zéro et un écart type unitaire : $z(t) \sim N(0, 1)$.

Avec

$$z(t) = \frac{x(t) - \mu}{\sigma}, \quad (2.4)$$

et son taux limite est

$$z^* = \frac{x^* - \mu}{\sigma}. \quad (2.5)$$

La VaR peut être exprimée de la manière suivante :

$$\begin{aligned} 1 - c &= P(x(t) \leq x^*) \\ &= \int_{-\infty}^{x^*} f[x(t)]dx(t) \\ &= \int_{-\infty}^{z^*} g[z(t)]dz(t), \end{aligned} \tag{2.6}$$

$$F_{z^*} = \int_{-\infty}^{z^*} g[z(t)]dz(t). \tag{2.7}$$

Avec $z(t) = z^*$, on a

$$x(t) = z(t)\sigma + \mu \text{ et } x^* = z^*\sigma + \mu.$$

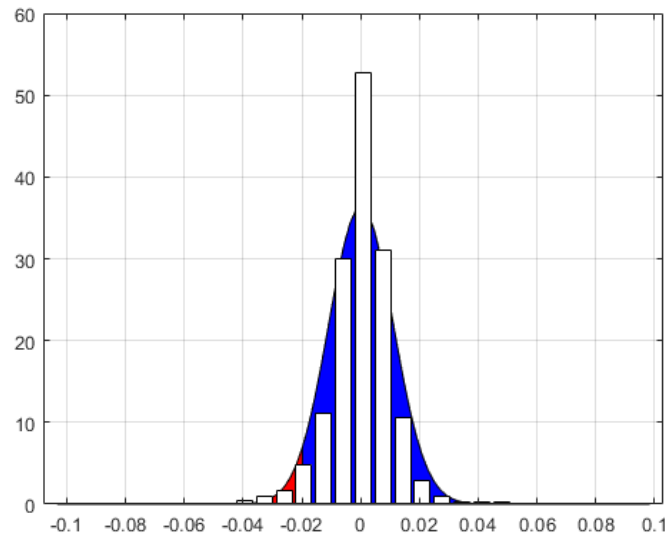


FIGURE 2.1: Représentation de la VaR selon la méthode paramétrique

La VaR étant la distribution des pertes et profits sur un horizon donné et un niveau de confiance, dans ce cas notre niveau de confiance est de 95% et le calcul se porte sur données quotidiennes. La figure 2.1 est la représentation graphique de la VaR paramétrique. En appliquant la formule de la VaR paramétrique suivante, sous la loi normale nous obtenons le tableau 2.1 qui fournit la VaR à 90%, 95% et 99% :

$$VaR = \mu + \sigma * k_{1-p}, \quad (2.8)$$

avec μ qui désigne la moyenne, σ l'écart type de la distribution et k_{1-p} qui désigne le quantile de la loi normale pour un niveau de probabilité $1-p$.

TABLE 2.1: Valeur à Risque calculée sous hypothèses normales

| Intervalle de confiance | 1% | 5% | 10% |
|-------------------------|--------|--------|--------|
| Modèle normal | 0.0254 | 0.0179 | 0.0139 |

D'après les résultats du tableau 2.1, avec des niveaux de confiance 99%, 95% et 90%, la perte sur une journée ne va pas dépasser respectivement 0.0254, 0.0179 et 0.0139.

Le problème avec cette méthode de calcul réside dans le fait qu'elle ne prend pas en considération les queues de la distribution alors que les événements extrêmes se trouvent dans cette partie non considérée. Maintenant nous allons tester si notre distribution suit ou non une loi normale.

2.2.1 Distribution normale

La théorie financière suppose que les rendements logarithmiques sont normalement distribués. Cependant la distribution empirique observée à partir des rendements a des queues beaucoup plus épaisses que la distribution normale, ce qui en fait une distribution leptokurtique. Les queues épaisses représentent des pertes importantes et des profits importants qui s'écartent de la valeur moyenne. Ce qui montre que les cygnes noirs de cette période d'étude provoquent des fluctuations de prix et qu'ils sont des facteurs importants influençant les queues des distributions. Le rendement de l'indice S&P/TSX 60 calculé comme mentionné dans l'équation 2.3 est représenté par la figure 2.2. Il s'agit de la représentation d'une série leptokurtique. Cela signifie qu'il y a beaucoup d'observations autour de la moyenne et un nombre relativement important d'observations loin de la moyenne; le centre de l'histogramme a un pic élevé et les queues sont relativement lourdes par rapport à la normale.

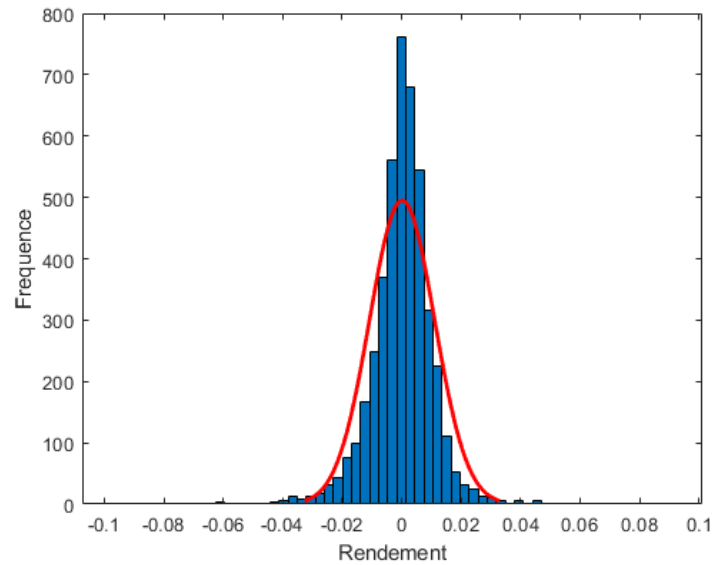


FIGURE 2.2: Histogramme des rendements quotidiens du S&P/TSX 60

Les statistiques descriptives fournies dans le tableau 2.2 présentent la distribution des taux de rendement de l'indice S&P/TSX 60. Il y a lieu de remarquer que celle-ci a une asymétrie de $-0,57532$ et un kurtosis de $14,11662$. Ces deux valeurs montrent que la distribution n'est pas normalement distribuée puisque le kurtosis est supérieure à 3, en outre elle présente des queues allongées vers la gauche avec un coefficient d'asymétrie inférieure à 0. Avec un kurtosis aussi élevé, cela permet de déceler la présence d'une forte volatilité dans la distribution. Les valeurs du kurtosis et de l'asymétrie de la distribution des rendements du S&P TSX 60, suggèrent que la distribution des rendements du marché boursier est asymétrique et présente des queues épaisses.

Les coefficients d'asymétrie et de kurtosis semblent s'écarter des valeurs attendues d'une distribution normale, les tests de normalité s'imposent. Ainsi, les résultats du

TABLE 2.2: Statistiques descriptives des rendements journaliers

| | |
|------------|----------|
| Moyenne | 1.33E-04 |
| Médiane | 6.49E-04 |
| Maximum | 0.09826 |
| Minimum | -0.10327 |
| Ecart-type | 0.01095 |
| Asymétrie | -0.57532 |
| Kurtosis | 14.11662 |

test de Shapiro-Wilk présentés dans le tableau 2.3, permet effectivement de confirmer que l'hypothèse nulle de normalité est fortement rejetée même à un niveau de significativité statistique bien inférieur à 1%.

H_0 : Le taux de rendement est normalement distribué

H_1 : La distribution du taux de rendement n'est pas normale

TABLE 2.3: Shapiro-Wilk test sur le taux de rendement

| Variable | W | V | z | Prob. |
|--------------|--------|---------|--------|--------|
| tx rendement | 0.8989 | 247.809 | 14.414 | 0.0000 |

Pour tester la normalité de la distribution, le graphique QQ des rendements quotidiens a été élaboré. La figure 2.3 représentant les quantiles de la distribution par rapport à la normale illustre aussi comment les observations s'écartent des quintiles attendues pour une distribution normale.

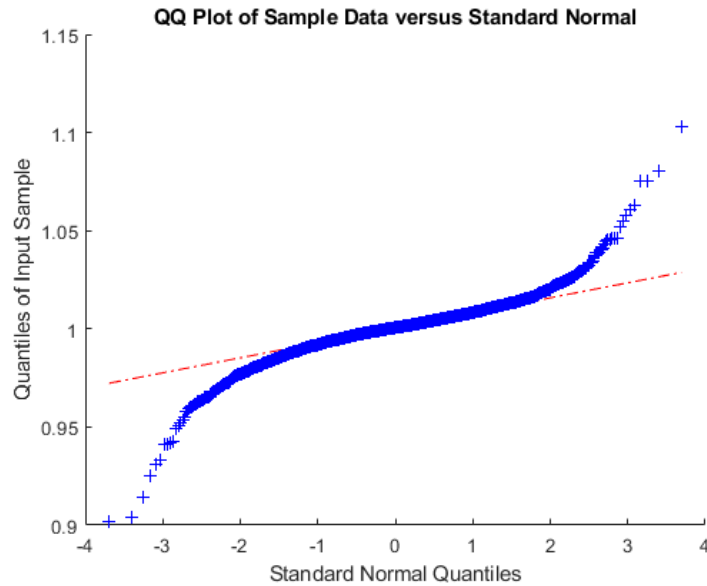


FIGURE 2.3: Q-Q Plot des rendements quotidiens du S&P/TSX 60

2.2.2 Modélisation GARCH de la volatilité des rendements quotidiens

La figure 2.4 nous permet de voir la volatilité du rendement, elle présente des périodes prolongées de fortes volatilités et de faibles volatilités. Le regroupement de volatilité est étroitement lié à la persistance de celle-ci. Les queues épaisses dans la distribution du rendement ont une relation étroite avec le regroupement de volatilités puisque toutes les fluctuations de prix à grande échelle sont situées dans la queue de la distribution du rendement.

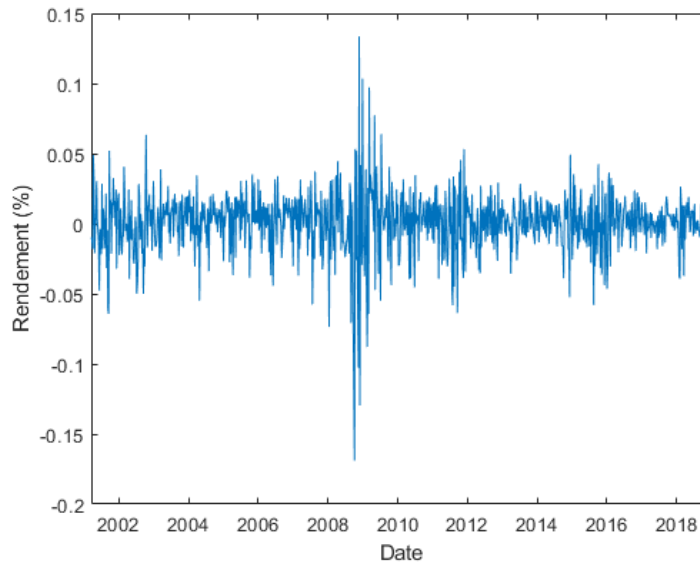


FIGURE 2.4: Représentation graphique des rendements quotidiens du S&P/TSX 60

Pour contrôler l'effet de regroupement de volatilités sur les queues épaisses de la distribution du rendement, il est possible de recourir à un modèle GARCH. Le modèle GARCH de Bollerslev (1986) est un outil qui peut représenter la relation entre le regroupement de volatilités et les queues épaisses des distributions de rendement. C'est pourquoi, nous évaluons la performance empirique le modèle GARCH (1,1).

Préalablement à la modélisation de la variance des rendements, nous vérifions si les rendements sont une série stationnaire en appliquant un test augmenté de Dickey-Fuller de racine unitaire (ADF). Les résultats sont présentés au tableau 2.4.

H_0 : la série n'est pas stationnaire

H_1 : la série est stationnaire

Les résultats du tableau 2.4 permet de conclure que la série est stationnaire avec un niveau de confiance de 99%.

TABLE 2.4: Test ADF du rendement logarithmique de la Bourse de Toronto - Indice S&P/TSX 60

| Test statistique | Valeur critique 1% | Valeur critique 5% | Valeur critique 10% | Prob. |
|------------------|--------------------|--------------------|---------------------|--------|
| -69.256 | -3.430 | -2.860 | -2.570 | 0.0000 |

Pour utiliser le modèle GARCH, il faut que les périodes de forte volatilité soient suivies de période de forte volatilité et les périodes de faible volatilité soient suivies de période de faible volatilité prolongée et qu'il y ait effet ARCH dans le terme d'erreur.

Pour tester la présence de l'effet ARCH, le Lagrange Multiplier (LM) test est utilisé.

H_0 : il n'y a pas d'effet ARCH

H_1 : il y a effet ARCH

Les résultats du test du tableau 2.5 permet de conclure qu'il y a présence d'effet ARCH, puisque la probabilité est inférieure à 5% l'hypothèse H_0 n'est pas acceptée.

TABLE 2.5: Test Lagrange Multiplier (LM)

| lags(p) | Test statistique | df | Prob. |
|---------|------------------|----|--------|
| 1 | 734.959 | 1 | 0.0000 |

Puisqu'il y a regroupement de volatilité et effet ARCH, nous pouvons donc appliquer le modèle GARCH(1,1).

Le modèle de base GARCH (1,1) est représentée par l'équation de la variance suivante :

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2, \quad (2.9)$$

où ω , β et α sont des paramètres positifs, ω est une constante qui représente la valeur de la variance à long terme. Afin de préserver la stationnarité, nous devons nous assurer que $\alpha + \beta < 1$.

ε_t qui est le terme d'erreur peut suivre une loi Normale, une loi de Student afin de capturer les queues épaisses de la distribution.

Le tableau 2.6 montre que les coefficients du modèle GARCH sont tous significatifs. Nous pouvons donc déduire que la volatilité de la période antérieure permet d'expliquer la volatilité présente du taux de rendement. La figure 2.5, illustre la variance conditionnelle du taux de rendement.

TABLE 2.6: Estimation des paramètres du modèle GARCH

| | Paramètres | statistique t | p-value |
|----------|------------|---------------|---------|
| ω | 0.0073 | 16.08 | 0.000 |
| α | 0.0792 | 31.81 | 0.000 |
| β | 0.9145 | 344.72 | 0.000 |

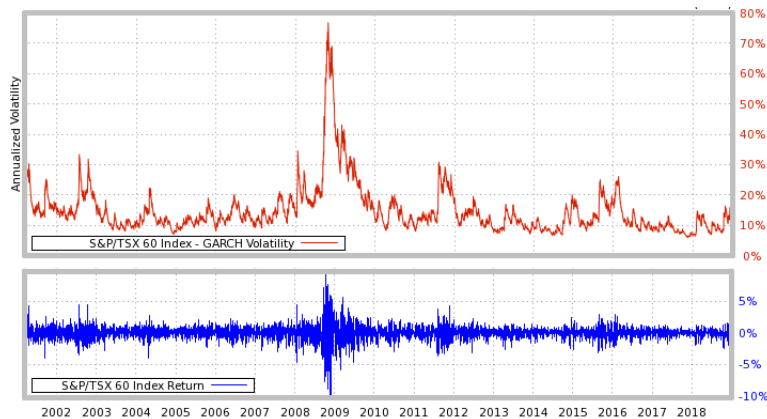


FIGURE 2.5: Représentation de la volatilité avec le modèle GARCH

2.3 Calcul de la VaR en présence de cygnes noirs

La figure 2.2 montre que la distribution présente des queues épaisses et la figure 2.4 montre qu'il y a des regroupements de volatilité. Ce qui révèle la présence d'événements extrêmes. Par contre, Embrechts *et al.* (2013), ont fait remarquer que la méthodologie VaR accorde une attention insuffisante aux événements financiers véritablement extrêmes, c'est-à-dire aux événements catastrophiques. Hull et White (1998a,b) et Luciano et Marena (2002) ont réalisé des études, respectivement sur l'impact des distributions non gaussiennes sur la VaR et les limites de la VaR pour les portefeuilles avec des actifs aux rendements anormaux. Les résultats ont permis de souligner que la détermination du quantile de la VaR est également valable pour toute distribution stable non stationnaire des taux de rendement des actifs, discrète ou continue, asymétrique ou symétrique, leptokurtique ou platykurtique, à condition de savoir comment la distribution évolue dans le temps. Selon Rachev et Mittnik (2000), une hypothèse plus satisfaisante est que les rendements à queue épaisse suivent une distribution stable.

Avec la Théorie des Valeurs Extrêmes qui traite de la région de la queue de la distribution, nous allons aborder les résultats extrêmes qui sont le fruit des événements rares. Elle dispose de plusieurs théorèmes permettant d'estimer les paramètres qui décrivent les mouvements extrêmes, dont le théorème de Fisher–Tippett–Gnedenko. Ainsi la distribution GEV (Generalized Extreme Value) pourrait être utilisée pour estimer les probabilités de pertes extrêmes. La fonction de densité de probabilité est donc écrite de la manière suivante :

$$F(\xi, \mu, \sigma) = \exp\left[-\left(1 + \xi \times \frac{x-\mu}{\sigma}\right)^{-\frac{1}{\xi}}\right] \quad \text{si } \xi \neq 0, \quad (2.10)$$

et

$$F(\xi, \mu, \sigma) = \exp\left[-\exp\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)\right] \quad \text{si } \xi = 0, \quad (2.11)$$

avec $(1 + \xi \times \frac{x-\mu}{\sigma}) > 0$ et μ le paramètre de localisation, σ le paramètre d'échelle et ξ le paramètre de forme.

La théorie des valeurs extrêmes fournit le moyen de modéliser les maxima ou minima d'un grand échantillon, par contre l'approche POT (Peaks-Over-Threshold) fournit le moyen de modéliser les dépassements au-dessus d'un seuil élevé. Ainsi, dans le cadre de cette approche, on définit une variable aléatoire (X) iid comme une perte aléatoire ayant pour fonction de distribution $F(x)$, et u comme valeur du "seuil" pour les valeurs positives de X . Sous ces conditions, la distribution des pertes excédentaires au-dessus du seuil u est définie comme :

$$F_u(x) = P(X - u \leq x | X > u) = \frac{F(x + u) - F(u)}{1 - F(u)}. \quad (2.12)$$

Selon Andreev *et al.* (2012), lorsque u devient grand la distribution $F_u(x)$ converge vers une Distribution Généralisée de Pareto (GPD) :

$$F_u(x) \approx G_{\xi,\beta}(x), u \rightarrow \infty.$$

Cette relation est fourni par le théorème de Gnedenko – Pickands – Balkema – DeHaan (GPBdH).

Lorsqu'il revient de choisir entre l'approche GEV et l'approche POT, chacune présente des inconvénients. La première restreint l'attention à l'observation maximale dans chaque période et avec la seconde, il y a le problème du choix du seuil u .

Vu que la distribution du taux de rendement ne suit pas une loi normale, la VaR calculée sous les hypothèses normales ne mesure pas correctement le risque. Dans la perspective de trouver une mesure plus adéquate, nous allons utiliser maintenant des distributions stables lorsqu'il y a des événements extrêmes.

De même que Los (2005), pour calculer la VaR nous supposons que le taux de rendement provient d'une distribution stable. Nous considérons la Distribution Généralisée de Pareto. Ce choix est justifié par le fait que les distributions des pertes excédentaires convergent vers le GPD comme mentionné précédemment par le théorème GPBdH. Le modèle comporte les équations suivantes :

$$G_{\xi,\beta}(x) = 1 - \left(1 + \frac{\xi x}{\beta}\right)^{-\frac{1}{\xi}} \quad \text{si } \xi \neq 0, \quad (2.13)$$

et

$$G_{\xi,\beta}(x) = 1 - \exp\left(\frac{-x}{\beta}\right) \quad \text{si } \xi = 0, \quad (2.14)$$

avec $x \geq 0$ pour $\xi \geq 0$ et $0 \leq x - \frac{-\beta}{\xi}$ pour $\xi < 0$.

Le modèle comporte les paramètres suivants : β qui est un paramètre d'échelle positif, et ξ qui est un paramètre de forme ou l'indice de queue, il peut être positif, nul ou négatif.

Pour calculer la VaR, la formule suivante est utilisée :

$$VaR = u + \frac{\beta}{\xi} \left\{ \left[\frac{n}{N_u} (1 - \text{niveau de confiance}) \right]^{-\xi} - 1 \right\},$$

où :

u , représente le seuil,

n , représente le nombre d'observations,

N_u , représente le nombre d'observations dépassant le seuil.

Pour appliquer le GPD le choix du seuil u doit être raisonnable, car il détermine le nombre d'observations, N_u , au-delà de la valeur du seuil. Cependant le processus implique un compromis. D'une part, nous devons trouver un seuil suffisamment élevé pour que le théorème GPBdH s'applique de manière raisonnablement étroite. D'autre part, nous devons veiller à ne pas nous arrêter sur une valeur trop élevée au point de laisser un nombre insuffisant d'observations de dépassement de seuil susceptible de conduire à des estimations peu fiables.

Les paramètres $\xi = 0.2650$ et $\beta = 0.0082$ ont été obtenus par des estimations du maximum de vraisemblance de la distribution généralisée de Pareto.

L'estimation de l'indice de queue se trouve dans l'intervalle $[0.0597; 0.4703]$ et celle du paramètre d'échelle se trouve dans l'intervalle $[0.0063; 0.0105]$ avec un niveau de confiance de 95%. Étant donné que ces estimations sont utilisées dans le calcul de la VaR, cette dernière dépend donc de la variation de ces paramètres à l'intérieur de cet intervalle. Ainsi la sensibilité de VaR est définie en fonction de la variation des paramètres. La VaR est sensible aux variations de l'indice de queue et du paramètre d'échelle. Lorsque l'indice de queue et le paramètre d'échelle atteignent leurs valeurs les plus pessimistes, les valeurs de la VaR à 99%, 95% et 90% sont respectivement 0.1209; 0.0531; 0.0317. Nous remarquons que ces valeurs pessimistes entraînent une augmentation de la VaR.

La valeur du seuil u a été obtenue par l'estimation de la queue de la distribution. Étant donné que celle-ci ne doit être ni trop petite ni trop élevée, elle correspond à la moyenne de la queue estimée. La valeur de u est donc 0.031 et le nombre d'observations dépassant ce seuil est 458. Ainsi, avec les paramètres estimés et le seuil u , nous avons calculé la valeur à risque avec la distribution Pareto Généralisée. Les résultats sont fournis par le tableau 2.7.

TABLE 2.7: VaR calculée avec la Distribution Pareto Généralisée

| Intervalle de confiance | 1% | 5% | 10% |
|-------------------------|--------|--------|--------|
| Modèle GPD | 0.0574 | 0.0375 | 0.0312 |

Nous remarquons que pour les mêmes niveaux de confiance, la VaR diffère selon que nous la calculons sous des hypothèses normales ou en présence des valeurs extrêmes. Maintenant afin de voir quelle est la meilleure méthode, nous allons faire une comparaison avec l'estimation sous les hypothèses normales et la distribution stable.

2.4 Estimation des paramètres d'une distribution stable

Selon Borak *et al.* (2011), la distribution stable nécessite quatre paramètres. L'indice de stabilité $\alpha \in (0, 2]$, également appelé indice de queue, détermine la vitesse à laquelle les queues de la distribution diminuent. Le paramètre d'asymétrie $\beta \in [-1, 1]$ définit l'asymétrie. Lorsque $\beta > 0$, la distribution de la queue droite est plus épaisse. Lorsque la valeur de β est négative, la distribution est biaisée vers la gauche. Lorsque $\beta = 0$, la distribution est symétrique. Les deux autres paramètres, $\sigma > 0$ et $\mu \in R$, sont respectivement les paramètres d'échelle et de tendance centrale.

La paramétrisation la plus courante de la fonction caractéristique $\phi(t)$ de $X \sim S\alpha(\sigma, \beta, \mu)$, c'est-à-dire une variable aléatoire α -stable avec les paramètres α , σ , β et μ , est :

$$\log\phi(t) = \begin{cases} -\sigma^\alpha |t|^\alpha \left\{ 1 - i\beta \operatorname{sign}(t) \tan \frac{\pi\alpha}{2} \right\} + i\mu t, & \alpha \neq 1 \\ -\sigma |t| \left\{ 1 + i\beta \operatorname{sign}(t) \frac{2}{\pi} \log |t| \right\} + i\mu t, & \alpha = 1, \end{cases} \quad (2.15)$$

mais cette forme est très souvent utilisée

$$\log\phi_0(t) = \begin{cases} -\sigma^\alpha |t|^\alpha \left\{ 1 + i\beta \operatorname{sign}(t) \tan \frac{\pi\alpha}{2} [(\sigma|t|)^{1-\alpha} - 1] \right\} + i\mu_0 t, & \alpha \neq 1 \\ -\sigma |t| \left\{ 1 + i\beta \operatorname{sign}(t) \frac{2}{\pi} \log(\sigma|t|) \right\} + i\mu_0 t, & \alpha = 1, \end{cases} \quad (2.16)$$

$$\text{avec} \begin{cases} \mu = \mu_0 - \beta\sigma \tan \frac{\pi\alpha}{2} & \text{pour } \alpha \neq 1 \\ \mu = \mu_0 - \beta\sigma \frac{2}{\pi} \log \sigma & \text{pour } \alpha = 1. \end{cases}$$

McCulloch (1986) a analysé les quantiles de loi stable et a fourni des estimateurs cohérents des quatre paramètres stables, cependant, avec la restriction $\alpha \geq 0,6$.

Il trouve :

$$v_\alpha = \frac{x_{0.95} - x_{0.05}}{x_{0.75} - x_{0.25}}, \quad (2.17)$$

$$v_\beta = \frac{x_{0.95} + x_{0.05} - 2x_{0.50}}{x_{0.95} - x_{0.05}}, \quad (2.18)$$

où $\alpha = \phi_1(v_\alpha, v_\beta)$ et $\beta = \phi_2(v_\alpha, v_\beta)$, et

$$v_\sigma = \frac{x_{0.75} - x_{0.25}}{\sigma}, \quad (2.19)$$

$$v_\zeta = \frac{\zeta - x_{0.5}}{\sigma}, \quad (2.20)$$

avec

$$\zeta = \begin{cases} \mu + \beta \sigma \tan \frac{\pi \alpha}{2} & \text{pour } \alpha \neq 1 \\ \mu & \text{pour } \alpha = 1, \end{cases} \quad (2.21)$$

où $v_\sigma = \phi_3(\alpha, \beta)$ et $v_\zeta = \phi_4(\alpha, \beta)$.

Le tableau 2.8 présente l'estimation du modèle stable en utilisant la méthode de McCulloch (1986). Cette estimation montre que la distribution est biaisée vers la

gauche puisque $\beta = -0.26804$. Les paramètres de ce modèle vont être utilisés pour calculer la valeur à risque sous des hypothèses stables.

TABLE 2.8: Estimation des paramètres du modèle stable

| Indice | α | β | σ | μ |
|------------|----------|----------|----------|----------|
| S&P/TSX 60 | 1.533041 | -0.26804 | 0.005283 | -0.00027 |

Le tableau 2.9 montre que la VaR obtenue avec le modèle GPD est plus élevée que celle obtenue avec le modèle normal et le modèle stable avec des niveaux de confiance 99% et 95%. Par contre avec un niveau de confiance de 90%, elle est inférieure à celle obtenue avec le modèle normal mais supérieure à celle obtenue avec le modèle stable. Parmi les trois modèles, c'est le modèle normal qui fournit les valeurs les plus petites sauf le niveau de confiance 90% qu'il fournit la valeur la plus élevée que les deux autres modèles.

L'estimation faite en utilisant le modèle stable donne des valeurs plus proches de la VaR avec la distribution Pareto Généralisée que le modèle normal. Le modèle normal sous-estime la VaR. Ceci pourrait être expliqué par la présence des queues épaisses de la distribution. Sous l'hypothèse de normalité il y a une sous-estimation de la Valeur à Risque puisque les valeurs extrêmes ne sont pas prises en compte par le fait qu'ils se situent dans les queues de la distribution. Ainsi, nous pourrions remarquer que le risque du marché boursier de Toronto est sous-estimé sur la période du 13 mars 2001 au 31 décembre 2018 lorsque la VaR est calculée sous l'hypothèse de normalité. Ces résultats sont conformes à la littérature qui dit que les données financières présentent des queues épaisses et que le risque est sous-estimé sous l'hypothèse de normalité.

Il y a lieu de remarquer que la VaR n'est pas une mesure consistante puisqu'elle varie en fonction des hypothèses faites sur la distribution.

TABLE 2.9: Comparaison des méthodes de calcul de la VaR

| Intervalle de confiance | 1% | 5% | 10% |
|-------------------------|--------|--------|--------|
| Modèle stable | 0.0372 | 0.0358 | 0.310 |
| Modèle normal | 0.0254 | 0.0179 | 0.0139 |
| Modèle GPD | 0.0574 | 0.0375 | 0.0312 |

CHAPITRE III

MÉTHODOLOGIE

Ce chapitre présente la méthodologie qui est utilisée pour traiter la question principale de cette étude. Il est subdivisé en cinq sections. La première justifie les raisons du choix de cette méthode. La deuxième explique le choix de l'indice S&P/TSX 60. La troisième aborde la question des données. La quatrième précise le choix du modèle. La cinquième décrit la méthode utilisée pour analyser les cygnes noirs.

3.1 Justification de la méthode utilisée

Depuis les travaux de Beaver (1968), Fama *et al.* (1969), la méthode d'étude d'événements est très utilisée en finance pour analyser les réactions d'un marché face à une nouvelle information. Notamment, elle permet d'évaluer les conséquences relatives à une information sur le comportement des cours boursiers. Elle porte sur les rendements en mettant l'accent sur la date de l'événement. Selon Rival (2006) cette méthode a été développée pour vérifier la théorie de l'efficience des marchés financiers. Malatesta et Thompson (1985) ont défini l'impact économique comme la valeur capitalisée des flux de trésorerie nets futurs résultant de la survenance de l'événement. En d'autres termes c'est la différence entre la valeur de l'entreprise étant donné

que l'événement se produit maintenant et sa valeur étant donné que l'événement ne se produit pas et ne se produirait jamais.

La méthode d'étude d'événements est très utilisée pour analyser les conséquences de l'annonce d'une nouvelle information qui serait susceptible d'affecter les bénéfices des entreprises. Cette information pourrait être des annonces de rachat, des annonces de dépôt de brevets, des annonces de faillite de concurrents, des annonces de fusion d'entreprises ou encore l'annonce de crise par les autorités. Ainsi, la méthodologie d'étude d'événements permet de mesurer l'efficacité du marché et déterminer l'impact de ces types d'événement sur les prix des titres. Par conséquent, Dolley (1933) a analysé la réaction du cours des actions aux fractionnements d'actions en étudiant les variations du prix nominal au moment de cet événement.

La littérature sur le sujet fait ressortir que les séries financières sont caractérisées par une distribution asymétrique et leptokurtique, ce qui est également prouvé dans le cadre des données utilisées dans cette étude. L'existence de queues épaisses dans notre série révèle la présence d'événement extrême (cygnes noirs). Concernant la méthode d'étude d'événements, certains auteurs ont traité les problèmes posés par les événements extrêmes, dont la non-normalité des rendements, les rendements excédentaires, la question de la volatilité. Selon Brown et Warner (1980, 1985), l'augmentation de la variance peut entraîner une mauvaise spécification des statistiques des tests traditionnels et la puissance des tests peut être améliorée en modélisant de manière appropriée le processus de volatilité. Ainsi, Corrado (1989) a introduit le test de rang non paramétrique pour traiter la question de la variance induite par ces événements, vu que les tests non paramétriques ne nécessitent pas des hypothèses sur la non normalité.

Cette recherche se propose d'analyser la façon dont les cygnes noirs affectent la Valeur à Risque. De même que ces auteurs qui ont utilisé la méthodologie de l'étude d'événements pour analyser les conséquences de l'annonce d'événements sur les entreprises, celle-ci est employée pour mesurer l'impact des événements extrêmes en utilisant l'indice S&P/TSX 60. L'utilisation de cette méthode est justifiée par le fait qu'elle permet d'évaluer l'impact économique des événements sur les activités des firmes. Étant donné que la date de l'annonce de la crise de 2007 va être utilisée pour étudier son impact sur le marché boursier de Toronto, cette méthode a été jugée pertinente.

3.2 Choix de l'indice S&P/TSX 60

L'indice S&P/TSX 60 regroupe les grandes sociétés qui occupent une place importante dans les secteurs industriels. Étant également la composante canadienne de l'indice phare de Standard & Poor's, il est utilisé pour les manipulations dans le cadre de ce travail. Ces données sont tirées du site <https://www.investing.com/> pour la période allant du 13 mars 2001 au 31 décembre 2018. Les titres retenus font partie des sociétés ayant une grande capitalisation boursière. Cette catégorie est composée seulement des titres offrant une liquidité suffisante. L'indice S&P/TSX 60 est une des composantes de la série d'indices S&P/TSX. Voulant étudier le comportement des sociétés à forte capitalisation face aux cygnes noirs, le choix est donc porté sur cet indice boursier qui regroupe les 60 valeurs qui occupent une place très importante sur le marché boursier de Toronto. Les données couvrent une période de 17 ans et le nombre d'observation est de 4470.

3.3 Données

La base de données utilisée contient les informations suivantes sur les transactions : la date, le prix à l'ouverture du marché, le prix maximal à l'intérieur de la journée, le prix minimal, le prix à la clôture du marché et la variation du prix en pourcentage. A l'intérieur de la journée, il y a lieu de remarquer qu'il y a un prix plus haut, un prix plus bas et également un prix de clôture. Le prix est fonction de l'interaction entre les agents présents sur le marché. Il y a lieu de distinguer ceux qui sont non informés qui échangent pour des raisons de liquidité et ceux qui sont informés et qui prennent des décisions en fonction des informations dont ils disposent.

Les séries financières sont marquées par une série de variation, c'est une distribution asymétrique et leptokurtique. Ces asymétries de la volatilité sont connues dans la littérature sous le nom "effet de levier". Pour obtenir une telle distribution, on doit considérer une modélisation non linéaire. Pour prendre en compte à la fois la non linéarité et la variabilité des variables financières, Engle (1982) a développé le modèle ARCH qui est employé pour modéliser les séries comportant des volatilités. La non linéarité est considérée comme l'une des principales caractéristiques des marchés financiers. Ils résultent de diverses sources incluant les frictions de marchés, les coûts de transactions et ce qui importe le plus dans notre cas, la présence des agents informés et non informés. Si l'on se réfère à l'état des connaissances dont parle Ale *et al.* (2019).

Comme mentionné dans la revue de littérature, le risque a une relation avec le niveau d'information ; afin de traiter cet aspect, nous avons utilisé des modèles pouvant traiter l'asymétrie de l'information. Ainsi, nous proposons une modélisation non linéaire de l'impact des cygnes noirs respectivement sur la volatilité et la queue de distribu-

tion des rendements. Nous devons donc souligner que dans les modèles GARCH, la Valeur à Risque est fonction de la volatilité mais aussi de la lourdeur de la queue gauche de la distribution.

3.4 Modèle utilisé

Tenant compte de la volatilité qui existe dans les séries temporelles, l'un des modèles le plus largement utilisé est le modèle GARCH (Bollerslev 1986). Cette approche va permettre de prendre en compte les variances conditionnelles dépendant du temps. En outre, les modèles GARCH standards sont capables d'accommoder des queues épaisses de la distribution qui occupent une place importante dans la mesure des risques en finance. La littérature montre que le modèle GARCH est plus apte à représenter la volatilité qui elle-même découle de la nature des nouvelles sur le marché et également du niveau d'information des agents (état des connaissances). En effet de nombreux auteurs, dont Easley et O'hara (1992), ont souligné le rôle de l'asymétrie de l'information qui affecte la décision des différents agents sur le marché financier.

3.5 Étude d'événements

Cette méthode a été utilisée par plusieurs auteurs dont : MacKinlay (1997), Corrado (2011). Pour conduire notre travail nous allons passer par les différentes étapes suivantes :

- définition de la date d'événement,
- définition de la période d'événement,
- la modélisation des Rendements des titres,

- l'estimation des paramètres du modèle de marché,
- calcul et agrégation des Rendements Anormaux et
- l'application des tests statistiques.

Dans un premier temps nous avons constitué notre échantillon de travail. Il comporte 30 entreprises, (liste en annexe), des 60 qui composent l'indice S&P/TSX 60. Tous les secteurs (finance, consommation de base, matériaux, technologies de l'information, industriel, télécommunications, santé, consommation cyclique, énergie, utilitaires) sont représentés dans cet échantillon. La taille de l'échantillon est de 30 afin qu'il soit représentatif.

Les données sont traitées en utilisant Matlab et Stata.

CHAPITRE IV

IMPACT DE L'ANNONCE DE LA CRISE DE 2007 SUR LE MARCHÉ BOURSIER

Le marché boursier réagit rapidement à l'annonce de nouvelle, ce qui se reflète parfois rapidement sur la richesse des investisseurs. Dans ce chapitre, nous allons utiliser la méthode de l'étude d'événements pour évaluer l'impact de l'annonce de la crise de 2007 par les autorités sur la richesse des actionnaires. Les points suivants seront développés afin d'atteindre l'objectif du chapitre : la définition de la date d'événement, la définition de la période d'événement, la modélisation des rendements des titres, l'estimation des paramètres du modèle, le calcul des rendements anormaux moyens, l'application des tests statistiques, l'explication des résultats.

4.1 Définition de la date d'événement

La crise financière de 2007 a commencé par une série de bouleversements sur le marché immobilier aux États-Unis. Dès l'année 2006, les perturbations occasionnées par le prix des logements et l'augmentation de défaut de paiement des prêts hypothécaires ont conduit à la bulle immobilière. La baisse non anticipée des prix de l'immobilier a provoqué de nombreuses faillites auprès des institutions de crédit. A

partir de juillet 2007, la crise a touché le secteur des prêts hypothécaires. En plus, le 9 août 2007, BNP Paribas a annoncé la suspension de certaines de ses activités. Tous ces événements ont contribué à créer la panique dans le secteur financier et la contagion commence déjà à gagner le monde. Par contre, il se révèle difficile de trouver une date à cette crise vue qu'il y a plusieurs événements qui se sont produits, ce que Lo (2012) nous a montré dans son article.

Au Canada la crise a également commencé assez rapidement lorsque les marchés financiers canadiens ont été secoués à la mi-août 2007. Il y a environ 32 milliards de dollars de Papier Commercial Adossé à des Actifs (PCAA) non bancaire qui ont été gelés faute de leur incapacité à reconduire leurs billets arrivant à échéance selon Chant (2008). Compte tenu du flou qu'il y a dans la date d'annonce de cette crise, Reyes (2008) a mentionné la date du 13 août 2007 comme la date de début des perturbations des marchés financiers canadiens. Ainsi la date du 13 août 2007 est retenue comme date d'annonce de l'événement, c'est cette date qui est considérée comme $t = 0$ dans le cadre de ce travail.

4.2 Définition de la période d'événement

Après avoir précisé la date à laquelle la crise a été annoncée, maintenant nous allons déterminer la période d'événements. Elle va être composée d'une période pré-événement et d'une période post-événement, Skrepnek et Lawson (2001). La fenêtre d'événement est (-40, + 40) jours et la fenêtre d'estimation est de 200 jours, avec $t = 0$ pour la date de l'événement, 13 août 2007. La figure 4.1 qui représente l'axe du temps, est tirée de l'article de Omar (2014).

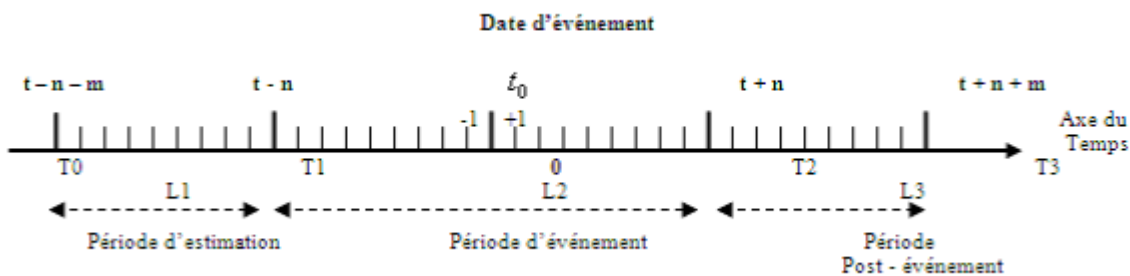


FIGURE 4.1: Axe du temps

Dans la construction l'axe du temps, la date de l'événement ($t = 0$) est placée au centre de la droite et est entourée de la période d'estimation qui est la période pré-événement et la période post-événement.

Les différents points de l'axe du temps définissent différentes sous-périodes de la manière suivante :

- Période d'estimation, celle qui se situe avant la date d'événement : $t_0 + 1$ à t_1 et le nombre d'observations est $L_1 = t_1 - t_0$;
- Période d'événement : $t_1 + 1$ à t_2 et $L_2 = t_2 - t_1 + 1$;
- Période post-événement : $t_2 + 1$ à t_3 et $L_3 = t_3 - t_2$.

4.3 La modélisation des rendements des titres

Pour modéliser les rendements des titres, le modèle de marché va être utilisé. C'est une méthode statistique qui met en relation directe le rendement d'un titre avec le rendement du marché. Selon MacKinlay (1997), l'hypothèse d'une relation linéaire

stable entre le rendement du marché et le rendement du titre est une condition fondamentale. Nous supposons que le taux de rendement suit la distribution de Lévy.

L'évaluation de l'impact de l'événement nécessite une mesure du rendement anormal. Pour calculer le rendement anormal, l'équation suivante est utilisée :

$$RA_{it} = R_{it} - \hat{\alpha}_i - \hat{\beta}_i R_{mt}, \quad (4.1)$$

où

RA_{it} : Rendement anormal du titre (i) à la date (t) ;

R_{it} : Rendement actuel du titre (i) à la date (t) ;

R_{mt} : Rendement du marché à la date (t) ;

α_i, β_i sont les paramètres du modèle.

4.4 L'estimation des paramètres du modèle

La méthode des Moindres Carrés Ordinaires va être utilisée pour estimer les paramètres α et β

$$\hat{\beta} = \frac{\sum_{t=t_0+1}^{t_1} (R_{it} - \hat{\mu}_i)(R_{mt} - \hat{\mu}_m)}{\sum_{t=t_0+1}^{t_1} (R_{mt} - \hat{\mu}_m)^2} \quad (4.2)$$

$$\hat{\alpha}_i = \hat{\mu}_i - \hat{\beta}_i \hat{\mu}_m \quad (4.3)$$

Avec :

$$\hat{\mu}_i = \frac{1}{L_1} \sum_{t=t_0+1}^{t_1} R_{it}$$

$$\hat{\mu}_m = \frac{1}{L_1} \sum_{t=t_0+1}^{t_1} R_{mt}$$

R_{it} est le rendement de l'actif (i), R_{mt} est le rendement du marché de la période d'événement et L_1 la taille de la période d'estimation.

En utilisant les données de l'échantillon (liste en annexe), le rendement des titres a été calculé ainsi que le rendement du marché. En utilisant la méthode des Moindres Carrés Ordinaires, les paramètres α et β sont estimés et par la suite le rendement anormal des titres est calculé.

4.5 Calcul des Rendements Anormaux Moyens

Afin de la calculer la réaction moyenne du marché par rapport à l'événement étudié, il faut calculer le Rendement Anormal Moyen. On l'obtient à partir de la formule suivante :

$$RAM_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N RA_{it}. \quad (4.4)$$

Lorsque les nouvelles arrivent sur les marchés financiers elles ont la capacité d'affecter le rendement des entreprises. Nous avons calculé le rendement anormal moyen afin de suivre comment il évolue après l'événement. Nous avons utilisé une fenêtre de 200 jours, une période pré-événement de 40 jours et une période post-événement de 40 jours pour trouver les résultats. Le tableau 4.1 présente les rendements anormaux

moyens pour les titres au cours de la période d'estimation de 200 jours. Les données pour les 40 jours de la période pré-événement et les 40 jours de la période post-événement sont présentées dans le tableau 4.1. Le Rendement Anormal Moyen est calculé à partir du Rendement Anormal des différentes entreprises de l'échantillon.

La figure 4.2 montre l'évolution des Rendements Anormaux Moyens sur les 15 jours suivants la date de l'événement. Afin de mieux représenter l'effet dans le texte la période de 15 jours a été choisie mais l'évolution sur la période de l'étude se trouve dans les annexes. Dans cette figure nous remarquons que les bouleversements sur le marché du papier commercial ont réussi à faire chuter les cours dès le deuxième jour ($t = 1$). Cette chute continue jusqu'au jour quatrième ($t = 3$). Par contre, au jour $t = 4$, une augmentation a été enregistrée jusqu'au jour ($t = 5$) ensuite une forte baisse a été observée au jour ($t = 12$). Bien qu'aucune analyse n'ait été portée sur les volumes, nous pouvons comprendre que la crise du marché du papier commercial a des répercussions sur le marché boursier dès le jour suivant. Les investisseurs ont répondu en ajustant les quantités qui se traduisent par une baisse des rendements dès le jour qui suit l'événement.

TABLE 4.1: Rendement Anormal Moyen

| Periode | Date | Average Ab. Ret. | Période | Date | Average Ab. Ret. |
|---------|-----------|------------------|---------|-----------|------------------|
| -40 | 14-Jun-07 | 0.0098819 | 1 | 14-Aug-07 | -0.0167942 |
| -39 | 15-Jun-07 | 0.0086263 | 2 | 15-Aug-07 | -0.0180624 |
| -38 | 18-Jun-07 | 0.0016439 | 3 | 16-Aug-07 | -0.0097783 |
| -37 | 19-Jun-07 | -0.0038044 | 4 | 17-Aug-07 | 0.0131024 |
| -36 | 20-Jun-07 | -0.0093667 | 5 | 20-Aug-07 | 0.0045725 |
| -35 | 21-Jun-07 | 0.0052281 | 6 | 21-Aug-07 | 0.0096102 |
| -34 | 22-Jun-07 | -0.0093856 | 7 | 22-Aug-07 | 0.0151551 |
| -33 | 25-Jun-07 | -0.0115503 | 8 | 23-Aug-07 | -0.0034204 |
| -32 | 26-Jun-07 | -0.0110492 | 9 | 24-Aug-07 | 0.0047406 |
| -31 | 27-Jun-07 | 0.0040633 | 10 | 27-Aug-07 | -0.0043098 |
| -30 | 28-Jun-07 | -0.0028420 | 11 | 28-Aug-07 | -0.0174847 |
| -29 | 29-Jun-07 | 0.0134615 | 12 | 29-Aug-07 | 0.0197161 |
| -28 | 03-Jul-07 | 0.0129924 | 13 | 30-Aug-07 | -0.0041720 |
| -27 | 04-Jul-07 | 0.0002082 | 14 | 31-Aug-07 | 0.0222081 |
| -26 | 05-Jul-07 | 0.0027220 | 15 | 04-Sep-07 | 0.0072268 |
| -25 | 06-Jul-07 | 0.0045837 | 16 | 05-Sep-07 | -0.0095313 |
| -24 | 09-Jul-07 | 0.0039729 | 17 | 06-Sep-07 | 0.0072261 |
| -23 | 10-Jul-07 | -0.0052441 | 18 | 07-Sep-07 | -0.0109521 |
| -22 | 11-Jul-07 | 0.0015227 | 19 | 10-Sep-07 | 0.0002421 |
| -21 | 12-Jul-07 | 0.0115948 | 20 | 11-Sep-07 | 0.0041759 |
| -20 | 13-Jul-07 | 0.0089784 | 21 | 12-Sep-07 | -0.0010781 |
| -19 | 16-Jul-07 | -0.0080348 | 22 | 13-Sep-07 | 0.0068015 |
| -18 | 17-Jul-07 | 0.0013253 | 23 | 14-Sep-07 | 0.0023053 |
| -17 | 18-Jul-07 | 0.0144903 | 24 | 17-Sep-07 | -0.0034506 |
| -16 | 19-Jul-07 | 0.0000546 | 25 | 18-Sep-07 | 0.0112349 |
| -15 | 20-Jul-07 | -0.0100173 | 26 | 19-Sep-07 | 0.0012153 |
| -14 | 23-Jul-07 | -0.0060599 | 27 | 20-Sep-07 | -0.0086574 |
| -13 | 24-Jul-07 | -0.0240627 | 28 | 21-Sep-07 | 0.0088431 |
| -12 | 25-Jul-07 | -0.0055110 | 29 | 24-Sep-07 | -0.0022918 |
| -11 | 26-Jul-07 | -0.0169042 | 30 | 25-Sep-07 | -0.0038176 |
| -10 | 27-Jul-07 | -0.0143946 | 31 | 26-Sep-07 | 0.0026874 |
| -9 | 30-Jul-07 | 0.0105925 | 32 | 27-Sep-07 | 0.0041578 |
| -8 | 31-Jul-07 | -0.0019519 | 33 | 28-Sep-07 | -0.0028873 |
| -7 | 01-Aug-07 | -0.0136167 | 34 | 01-Oct-07 | 0.0066868 |
| -6 | 02-Aug-07 | 0.0059984 | 35 | 02-Oct-07 | 0.0020423 |
| -5 | 03-Aug-07 | -0.0199392 | 36 | 03-Oct-07 | -0.0070272 |
| -4 | 07-Aug-07 | 0.0008080 | 37 | 04-Oct-07 | 0.0059063 |
| -3 | 08-Aug-07 | 0.0084537 | 38 | 05-Oct-07 | 0.0079534 |
| -2 | 09-Aug-07 | -0.0167310 | 39 | 09-Oct-07 | 0.0002052 |
| -1 | 10-Aug-07 | -0.0003666 | 40 | 10-Oct-07 | 0.0002887 |
| 0 | 13-Aug-07 | -0.0063658 | | | |

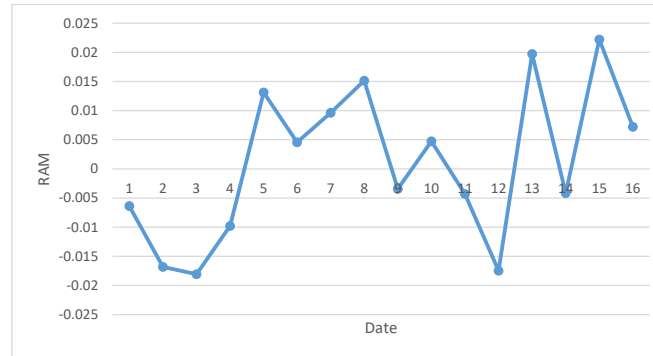


FIGURE 4.2: Évolution des Rendements Anormaux Moyens sur 15 jours après l'événement

En analysant l'impact sur les rendements, nous pourrions dire que la chute des prix jusqu'au jour quatrième jour accompagne une augmentation de volumes. Même avec cette augmentation des volumes, nous faisons face à des Rendements Anormaux Moyens négatifs aux deuxième et troisième jours. Nous pourrions expliquer cela par le fait que les investisseurs ont acheté un volume élevé de titres après la chute des prix. Ils espèrent que les cours de ces derniers allaient être augmentés dans un proche avenir et ainsi réaliser un bénéfice en les vendant plus cher. Avec l'effet de la contagion de la crise, cela a entraîné une diminution des investissements.

4.6 L'application des tests statistiques

La présence de cygnes noirs dans la distribution montre qu'elle ne suit pas une loi normale. Hettmansperger et McKean (1978) signalent que pour faire des analyses sur des données provenant d'une distribution non normale et à queue épaisses, des méthodes robustes sont nécessaires. Celles-ci sont relativement insensibles aux valeurs aberrantes et aux erreurs grossières.

Corrado (1989) évalue un test de rang non paramétrique pour les performances anormales du prix des titres dans les études d'événement. Les simulations avec des données de rendement des actifs montrent que le test de rang est mieux spécifié sous l'hypothèse nulle et plus puissant sous l'hypothèse alternative que le test t paramétrique. Contrairement à d'autres non paramétriques, ce test de rang ne nécessite pas de symétrie dans les distributions de rendements excédentaires pour une spécification correcte. Corrado et Zivney (1992) ont montré que le test de signe est plus puissant lorsque la distribution de la variable s'écarte de la loi normale. L'utilisation des tests non paramétriques est justifiée par le fait que notre distribution ne suit pas une loi normale. Ainsi aucune hypothèse de normalité ne sera pas faite sur les rendements anormaux moyens.

En conséquence, nous allons utiliser le test de rang de Wilcoxon et le test de signe proposé par Corrado. La statistique du test de rang est donnée par l'équation suivante :

$$Z_{rang} = \frac{T^+ - \frac{n(n+1)}{4}}{\sqrt{\frac{n(n+1)(2n+1)}{24}}}, \quad (4.5)$$

où T^+ est la somme des rangs positifs.

La statistique du test est calculée pour le jour de l'événement et chaque jour de la période post événement. Nous faisons l'hypothèse qu'il n'y a pas de différence entre les rendements anormaux moyens positifs et les rendements anormaux moyens négatifs. Le tableau 4.2 présente les résultats du test de rang de Wilcoxon. Pour chacun des jours, nous avons compté le nombre de rendements anormaux moyens ayant un signe positif et ceux ayant un signe négatif. Il y a lieu de remarquer que le nombre de rendements anormaux moyens positifs est différent du nombre de rendements anormaux moyens négatifs sur presque toute la période concernée, sauf pour le jour ($t = 35$) où les nombres sont égaux. Le test de Wilcoxon pour chacun des jours montre que le nombre de rendements anormaux moyens négatifs et positifs est différent et cette différence est significative pour chacun des jours. Cela nous permet de conclure que la crise sur le marché du papier commercial a provoqué une réaction de la part des investisseurs qui est reflétée sur les transactions réalisées sur le marché boursier de Toronto.

Le test de signe (dont la statistique est présentée dans l'équation 4.6) évalue la proportion de rendements anormaux positifs et négatifs par rapport à une répartition supposée de 50% sous l'hypothèse nulle d'absence de réaction à l'événement.

La statistique du test est donnée par :

$$Z_t = \frac{\hat{w} - np}{\sqrt{np(1-p)}}, \quad (4.6)$$

avec w les éléments dont les rendements sont positifs sur la période d'événement et $p = \frac{1}{2}$ pour le test standard.

TABLE 4.2: Test de rang signé de Wilcoxon

| Date | # RA négatif | # RA positif | T+ | Z rang | Prob. |
|------|--------------|--------------|------|--------|-------|
| 0 | 20 | 10 | 21 | -5.229 | 0.000 |
| 1 | 27 | 3 | 37 | -5.014 | 0.000 |
| 2 | 26 | 4 | 36 | -5.027 | 0.000 |
| 3 | 21 | 9 | 25 | -5.175 | 0.000 |
| 4 | 8 | 22 | 28 | -5.135 | 0.000 |
| 5 | 12 | 18 | 9.5 | -5.383 | 0.000 |
| 6 | 10 | 20 | 21 | -5.229 | 0.000 |
| 7 | 4 | 26 | 36 | -5.027 | 0.000 |
| 8 | 16 | 14 | 1.5 | -5.491 | 0.000 |
| 9 | 12 | 18 | 9.5 | -5.383 | 0.000 |
| 10 | 22 | 8 | 28 | -5.135 | 0.000 |
| 11 | 28 | 2 | 39.5 | -4.980 | 0.000 |
| 12 | 5 | 25 | 33.5 | -5.061 | 0.000 |
| 13 | 21 | 9 | 25 | -5.175 | 0.000 |
| 14 | 2 | 28 | 39.5 | -4.980 | 0.000 |
| 15 | 11 | 19 | 16 | -5.296 | 0.000 |
| 16 | 26 | 4 | 36 | -5.027 | 0.000 |
| 17 | 18 | 12 | 9.5 | -5.383 | 0.000 |
| 18 | 25 | 5 | 33.5 | -5.061 | 0.000 |
| 19 | 18 | 12 | 9.5 | -5.383 | 0.000 |
| 20 | 11 | 19 | 16 | -5.296 | 0.000 |
| 21 | 19 | 11 | 16 | -5.296 | 0.000 |
| 22 | 10 | 20 | 21 | -5.229 | 0.000 |
| 23 | 14 | 16 | 1.5 | -5.491 | 0.000 |
| 24 | 21 | 9 | 25 | -5.175 | 0.000 |
| 25 | 6 | 24 | 31.5 | -5.088 | 0.000 |
| 26 | 12 | 18 | 9.5 | -5.383 | 0.000 |
| 27 | 23 | 7 | 29 | -5.121 | 0.000 |
| 28 | 11 | 19 | 16 | -5.296 | 0.000 |
| 29 | 17 | 13 | 4 | -5.457 | 0.000 |
| 30 | 18 | 12 | 9.5 | -5.383 | 0.000 |
| 31 | 12 | 18 | 9.5 | -5.383 | 0.000 |
| 32 | 10 | 20 | 21 | -5.229 | 0.000 |
| 33 | 20 | 10 | 21 | -5.229 | 0.000 |
| 34 | 12 | 18 | 9.5 | -5.383 | 0.000 |
| 35 | 15 | 15 | - | - | |
| 36 | 24 | 6 | 31.5 | -5.088 | 0.000 |
| 37 | 11 | 19 | 16 | -5.296 | 0.000 |
| 38 | 8 | 22 | 28 | -5.135 | 0.000 |
| 39 | 17 | 13 | 4 | -5.457 | 0.000 |
| 40 | 17 | 13 | 4 | -5.457 | 0.000 |

Le tableau 4.3 présente les résultats du test du signe. Contrairement aux résultats du test de rang qui est significatif pour toute la période, pour certains jours, les résultats du test du signe ne sont pas significatifs. Mais il l'est pour une bonne partie de la période. Ce qui permet de conclure que l'événement a affecté le comportement des investisseurs et par le fait même leurs richesses.

4.7 Explications des résultats

Avec la crise qui commencé assez tôt au Canada dans la foulée des perturbations du marché du papier commercial, la réaction a été rapide sur le marché boursier de Toronto. Les résultats des tests sur les rendements anormaux moyens sont significatifs sur une grande partie de la période post événement. Nous pouvons constater qu'il y a une différence significative entre les rendements anormaux moyens positifs et les rendements anormaux moyens négatifs. Ceci pourrait être expliqué par le fait qu'il existe des agents qui sont informés et ceux qui ne sont pas informés. A la lumière des informations dont ils disposent ils ajustent leurs comportements. Ainsi, ceux qui sont non informés voient leurs richesses diminuées du fait qu'ils ne suivent les signaux lancés par le marché. Cette situation qui a débuté en 2007 sur le marché financier continue de se dégrader pour atteindre les autres secteurs de l'économie qui a conduit à la récession de 2008-2009.

Étant donné qu'il y a interconnexion entre les économies des différents pays, avec les bouleversements de l'économie américaine, les conséquences sont vite ressenties dans l'économie canadienne. Les exportations canadiennes ont subi une forte baisse. Selon Ambler et Kronick (2018), le volume des exportations canadiennes a commencé à baisser au troisième trimestre de 2008, même si la croissance du PIB est demeurée

TABLE 4.3: Test de signe

| Date | # RA négatif | # RA positif | Z_t | Prob. |
|------|--------------|--------------|---------|-------|
| 0 | 20 | 10 | 0.3162 | 0.626 |
| 1 | 27 | 3 | 5.3759 | 0.000 |
| 2 | 26 | 4 | 5.0596 | 0.000 |
| 3 | 21 | 9 | 1.5811 | 0.943 |
| 4 | 8 | 22 | 2.5298 | 0.994 |
| 5 | 12 | 18 | -3.3204 | 0.000 |
| 6 | 10 | 20 | 0.3162 | 0.626 |
| 7 | 4 | 26 | 5.0596 | 0.000 |
| 8 | 16 | 14 | -5.8502 | 0.000 |
| 9 | 12 | 18 | -3.3204 | 0.000 |
| 10 | 22 | 8 | 2.5298 | 0.994 |
| 11 | 28 | 2 | 6.1664 | 0.000 |
| 12 | 5 | 25 | 4.2691 | 0.000 |
| 13 | 21 | 9 | 1.5811 | 0.943 |
| 14 | 2 | 28 | 6.1664 | 0.000 |
| 15 | 11 | 19 | -1.2649 | 0.104 |
| 16 | 26 | 4 | 5.0596 | 0.000 |
| 17 | 18 | 12 | -3.3204 | 0.000 |
| 18 | 25 | 5 | 4.2691 | 0.000 |
| 19 | 18 | 12 | -3.3204 | 0.000 |
| 20 | 11 | 19 | -1.2649 | 0.104 |
| 21 | 19 | 11 | -1.2649 | 0.104 |
| 22 | 10 | 20 | 0.3162 | 0.626 |
| 23 | 14 | 16 | -5.8502 | 0.000 |
| 24 | 21 | 9 | 1.5811 | 0.943 |
| 25 | 6 | 24 | 3.6366 | 0.000 |
| 26 | 12 | 18 | -3.3204 | 0.000 |
| 27 | 23 | 7 | 2.8460 | 0.997 |
| 28 | 11 | 19 | -1.2649 | 0.104 |
| 29 | 17 | 13 | -5.0596 | 0.000 |
| 30 | 18 | 12 | -3.3204 | 0.000 |
| 31 | 12 | 18 | -3.3204 | 0.000 |
| 32 | 10 | 20 | 0.3162 | 0.626 |
| 33 | 20 | 10 | 0.3162 | 0.626 |
| 34 | 12 | 18 | -3.3204 | 0.000 |
| 35 | 15 | 15 | - | - |
| 36 | 24 | 6 | 3.6366 | 0.000 |
| 37 | 11 | 19 | -1.2649 | 0.104 |
| 38 | 8 | 22 | 2.5298 | 0.994 |
| 39 | 17 | 13 | -5.0596 | 0.000 |
| 40 | 17 | 13 | -5.0596 | 0.000 |

positive. La baisse des exportations au quatrième trimestre a représenté plus que la baisse totale du PIB, et la baisse au premier trimestre de 2009 aurait à elle seule entraîné une baisse de 2,5% du PIB, plus que la baisse réelle de 2,3%. Au dernier trimestre de la récession, la réduction des exportations a encore une fois représenté plus que la baisse trimestrielle totale du PIB. Cette baisse considérable des exportations a entraîné une baisse des investissements des entreprises.

Selon les résultats obtenus avec la méthode de l'étude d'événements qui est faite en utilisant la date du 13 août 2007 comme date d'annonce de la crise de 2007, nous avons vu que celle-ci affecte la richesse des investisseurs. Ce qui est expliqué par les signes des rendements anormaux moyens sur le marché boursier. Par contre la dégradation de la situation est en grande partie la conséquence de la baisse des exportations. L'inflation globale d'une année à l'autre a culminé à 3,5% en août 2008, en dehors de la fourchette cible de la Banque du Canada Ambler et Kronick (2018).

CONCLUSION

L'objectif poursuivi par ce travail était d'analyser l'impact des événements extrêmes et rares sur le calcul de la Valeur à Risque. Pour y parvenir la Valeur à Risque a été calculée d'abord en utilisant les hypothèses classiques, puis en présence de cygnes noirs, afin de comparer la performance des deux méthodes de calcul. La distribution du taux de rendement du marché boursier de Toronto sur la période de l'étude est asymétrique, soit avec des queues épaisses vers la gauche. Vu que les cygnes noirs se situent dans les queues des distributions, la VaR n'a pas la capacité de prendre pleinement en compte les événements des queues. Nous pouvons ainsi dire que la VaR n'est pas la mesure appropriée pour mesurer le risque lorsqu'il y a présence d'événements extrêmes. Étant donné que la VaR est fondamentalement basée sur le deuxième moment, lorsqu'il y a les cygnes noirs, cet outil est très déficient vu qu'elle ne représente pas correctement le risque.

La crise de 2007 étant considérée comme le cygne noir de la période, elle a été traitée en utilisant la méthode d'étude d'événements. Par cette méthode nous avons pu découvrir que la crise a affecté la richesse des investisseurs, vu qu'elle a conduit à une baisse des investissements. Les résultats des tests non paramétriques ont pu montrer que la crise a eu des conséquences négatives sur le marché financier. Celle-ci ne s'était d'ailleurs pas arrêtée uniquement au marché financier, car elle s'est étendue aux autres secteurs de l'économie.

Ce travail comporte par contre certaines limites, par le fait qu'il tient compte seulement de l'indice S&P/ TSX 60. Étant donné que la crise de 2007 est l'événement qui a été visé et les activités économiques se comportent différemment dépendamment du pays. Il se pourrait que les résultats soient différents si on avait considéré un indice couvrant davantage d'entreprises et de secteurs d'activité ou encore un autre pays. Certains pays ont subi la crise plus sévèrement que d'autres et à des périodes un peu variables. Cette étude est un peu particulière vue que pendant la période considérée, il y a une suite d'événements, certains d'entre eux viennent de l'extérieur et ils ont eu des répercussions sur les économies nationales.

Étant donné que les résultats montrent que la Valeur à Risque est une mesure déficiente du risque en présence de cygnes noirs, nous pouvons recommander aux gestionnaires des risques d'utiliser cet outil responsablement en reconnaissant ses limites. Il est important d'utiliser non seulement les outils mathématiques mais également de tenir compte des connaissances et informations existantes mais aussi des risques probables. En outre, il est essentiel de garder à l'esprit que le fait qu'un événement se produit très rarement ne signifie pas qu'il ne se produirait jamais. Ainsi, l'application de cet outil donnerait de meilleurs résultats si ces limites sont parfaitement reconnues et si les conclusions sont interprétées en tenant compte du contexte, de l'état des connaissances et surtout le compléter avec les analyses sur les chocs qui sont susceptibles de se produire.

Ce travail pourrait donc ouvrir la voie à d'autres recherches en considérant des secteurs différents ou d'autres pays dans les autres continents.

ANNEXES

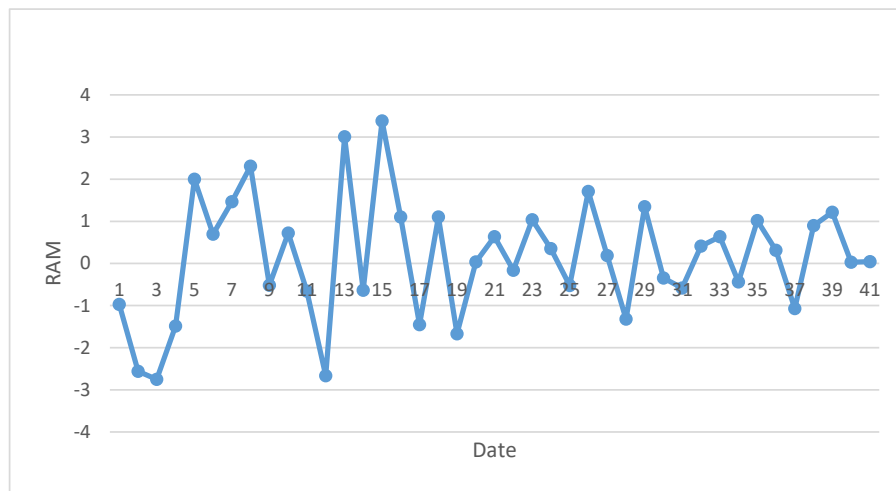


FIGURE 4.3: Évolution des Rendements Anormaux Moyens sur les 40 jours après l'événement

TABLE 4.4: Les compagnies de l'échantillon

| Symbole | Compagnie | Secteur |
|---------|---|-------------------------------|
| ABX | Société aurifère Barrick | Matériaux |
| AEM | Mines Agnico Eagle Limitée | Matériaux |
| ATD.B | Alimentation Couche-Tard | Consommation de Base |
| BAM.A | Brookfield Asset Management Inc. | Finance |
| BB | BlackBerry | Technologies de l'Information |
| BBD.B | Bombardier Inc. | Industriel |
| BCE | BCE Inc | Télécommunications |
| BHC | Bausch Health Companies Inc. | Santé |
| BMO | Banque de Montréal | Finance |
| CCL.B | CCL Industries | Consommation Cyclique |
| CM | Banque canadienne impériale de commerce | Finance |
| CNQ | Canadian Natural Resources | Énergie |
| CNR | Canadian National Railway Company | Industriel |
| K | Kinross Gold | Matériaux |
| CTC.A | Canadian Tire | Consommation Cyclique |
| EMA | Emera | Utilitaires |
| ENB | Enbridge | Énergie |
| FTS | Fortis | Utilitaires |
| IMO | Compagnie Pétrolière Impériale Limitée | Énergie |
| L | Les Compagnies Loblaw Limitée | Consommation de Base |
| MG | Magna International | Consommation Cyclique |
| MRU | Metro inc. | Consommation de Base |
| OTEX | OpenText | Technologies de l'Information |
| RY | Banque royale du Canada | Finance |
| SAP | Saputo | Consommation de Base |
| SNC | SNC-Lavalin inc. | Industriel |
| T | Telus | Télécommunications |
| TECK.B | Teck Resources Limited | Matériaux |
| WN | George Weston Limited | Consommation de Base |
| BNS | Banque de Nouvelle-Écosse | Finance |

BIBLIOGRAPHIE

- Adams, M. et Thornton, B. (2013). Black swans and VaR. *Journal of Finance and Accountancy*, 14, 1–17.
- Ale, B., Hartford, D. et Slater, D. (2019). Black swans and dragons. *Risk Analysis Based on Data and Crisis Response Beyond Knowledge : Proceedings of the 7th International Conference on Risk Analysis and Crisis Response (RACR 2019)*, 9–15.
- Ambler, S. et Kronick, J. (2018). *Navigating turbulence : Canadian monetary policy since 2004*. Toronto : C.D. Howe Institute.
- Ammann, M. et Reich, C. (2001). VaR for nonlinear financial instruments-linear approximation or full Monte Carlo ? *Financial Markets and Portfolio Management*, 15(3), 363–378.
- Andreev, V. O., Tinykov, S. E., Ovchinnikova, O. P. et Parahin, G. P. (2012). Extreme value theory and peaks over threshold model in the Russian stock market. *Journal of Siberian Federal University. Engineering Technologies*, 5(1), 111–121.
- Aussenegg, W. et Miazhyńskaia, T. (2006). Uncertainty in Value-at-Risk estimates under parametric and non-parametric modeling. *Financial Markets and Portfolio Management*, 20(3), 243–264.
- Aven, T. (2013). On the meaning of a black swan in a risk context. *Safety Science*, 57, 44–51.

- Bachelier, L. (1900). Théorie de la spéculation. *Annales Scientifiques de l'École Normale Supérieure*, 17, 21–86.
- Beaver, W. H. (1968). The information content of annual earnings announcements. *Journal of Accounting Research*, 6, 67–92.
- Blattberg, R. C. et Gonedes, N. J. (1974). A comparison of the stable and student distributions as statistical models for stock prices. *The Journal of Business*, 47(2), 244–280.
- Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31(3), 307–327.
- Bollerslev, T. et Wooldridge, J. M. (1992). Quasi-maximum likelihood estimation and inference in dynamic models with time-varying covariances. *Econometric Reviews*, 11(2), 143–172.
- Borak, S., Misiolek, A. et Weron, R. (2011). Models for heavy-tailed asset returns. In H. W. K. W. R. Cizek, Pavel (dir.), *Statistical tools for finance and insurance* 21–55. Berlin : Springer-Verlag Berlin Heidelberg.
- Britten-Jones, M. et Schaefer, S. M. (1999). Non-linear Value-at-Risk. *Review of Finance*, 2(2), 161–187.
- Brown, S. J. et Warner, J. B. (1980). Measuring security price performance. *Journal of Financial Economics*, 8(3), 205–258.
- Brown, S. J. et Warner, J. B. (1985). Using daily stock returns : the case of event studies. *Journal of Financial Economics*, 14(1), 3–31.

- Chant, J. (2008). The ABCP Crisis in Canada : The Implications for the Regulation of Financial Markets : A Research Study Prepared for the Expert Panel on Securities Regulation. Research Study Prepared for the Expert Panel on Securities Regulation. Récupéré de <http://www.expertpanel.ca/documents/research-studies/TheABCPCrisisinCanada-Chant.English.pdf>
- Chernozhukov, V. (2000). *Conditional extremes and near-extremes*. Working Paper Series 01-21, Massachusetts Institute of Technology.
- Clark, P. K. (1973). A subordinated stochastic process model with finite variance for speculative prices. *Econometrica : Journal of the Econometric Society*, 41(1), 135–155.
- Corrado, C. J. (1989). A nonparametric test for abnormal security-price performance in event studies. *Journal of Financial Economics*, 23(2), 385–395.
- Corrado, C. J. (2011). Event studies : a methodology review. *Accounting & Finance*, 51(1), 207–234.
- Corrado, C. J. et Zivney, T. L. (1992). The specification and power of the sign test in event study hypothesis tests using daily stock returns. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 27(3), 465–478.
- Danielsson, J. et De Vries, C. G. (1997). Tail index and quantile estimation with very high frequency data. *Journal of Empirical Finance*, 4(2-3), 241–257.
- Danielsson, J. et De Vries, C. G. (2000). Value-at-Risk and extreme returns. *Annales d'Economie et de Statistique*, (60), 239–270.
- Dolley, J. C. (1933). Characteristics and procedure of common stock split-ups. *Harvard Business Review*, 11(3), 316–326.

- Dowd, K. (1999). A Value at Risk approach to risk-return analysis. *The Journal of Portfolio Management*, 25(4), 60–67.
- Easley, D. et O'hara, M. (1992). Time and the process of security price adjustment. *The Journal of Finance*, 47(2), 577–605.
- Eberlein, E., Keller, U. *et al.* (1995). Hyperbolic distributions in finance. *Bernoulli*, 1(3), 281–299.
- Embrechts, P., Klüppelberg, C. et Mikosch, T. (2013). Modelling extremal events : for insurance and finance. *Springer Science & Business Media*, 33, 283–358.
- 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 Manganelli, S. (2001). *Value at Risk models in finance*. Working Paper Series 75, European Central Bank.
- Engle, R. F. et Manganelli, S. (2004). CAViaR : Conditional autoregressive Value at Risk by regression quantiles. *Journal of Business & Economic Statistics*, 22(4), 367–381.
- Fama, E. F. (1965). Portfolio analysis in a stable paretian market. *Management Science*, 11(3), 404–419.
- Fama, E. F., Fisher, L., Jensen, M. C. et Roll, R. (1969). The adjustment of stock prices to new information. *International Economic Review*, 10(1), 1–21.
- Flage, R. et Aven, T. (2015). Emerging risk–conceptual definition and a relation to black swan type of events. *Reliability Engineering & System Safety*, 144, 61–67.

- Harris Jr, J. M. et Spivey, M. F. (1990). Systematic pricing during the stock crash : Assessing market efficiency. *Journal of Business Research*, 21(1), 59–68.
- Hettmansperger, T. P. et McKean, J. W. (1978). Statistical inference based on ranks. *Psychometrika*, 43(1), 69–79.
- Hull, J. et White, A. (1998a). Incorporating volatility updating into the historical simulation method for Value at Risk. *Journal of Risk*, 1(1), 5–19.
- Hull, J. et White, A. (1998b). Value at Risk when daily changes in market variables are not normally distributed. *Journal of Derivatives*, 5, 9–19.
- Koenker, R. et Bassett Jr, G. (1978). Regression quantiles. *Econometrica : Journal of the Econometric Society*, 46(1), 33–50.
- Kryzanowski, L., Switzer, L. et Jiang, L. (1995). Stock market crash behavior of screen-sorted portfolios. *International Review of Economics & Finance*, 4(3), 227–244.
- Linsmeier, T. J. et Pearson, N. D. (1996). Risk measurement : an introduction to Value at Risk. Récupéré de <https://exinfm.com/training/pdfiles/valueatrisk.pdf>
- Linsmeier, T. J. et Pearson, N. D. (2000). Value at risk. *Financial Analysts Journal*, 56(2), 47–67.
- Lo, A. W. (2012). Reading about the financial crisis : twenty-one-book review. *Journal of Economic Literature*, 50(1), 151–78.
- Los, C. A. (2005). Why VaR fails : Long memory and extreme events in financial markets. *The IUP Journal of Financial Economics*, 0(3), 19–36.

- Luciano, E. et Marena, M. (2002). Value at Risk bounds for portfolios of non-normal returns. In *New Trends in Banking Management* 207–222. Springer.
- MacKinlay, A. C. (1997). Event studies in economics and finance. *Journal of Economic Literature*, 35(1), 13–39.
- Malatesta, P. H. et Thompson, R. (1985). Partially anticipated events : a model of stock price reactions with an application to corporate acquisitions. *Journal of Financial Economics*, 14(2), 237–250.
- Mandelbrot, B. (1963). The stable paretian income distribution when the apparent exponent is near two. *International Economic Review*, 4(1), 111–115.
- Manfredo, M. R. et Leuthold, R. M. (2001). Market risk and the cattle feeding margin : an application of Value-at-Risk. *Agribusiness : An International Journal*, 17(3), 333–353.
- McCulloch, J. H. (1986). Simple consistent estimators of stable distribution parameters. *Communications in Statistics-Simulation and Computation*, 15(4), 1109–1136.
- McDonald, J. B. et Xu, Y. J. (1995). A generalization of the beta distribution with applications. *Journal of Econometrics*, 66(1-2), 133–152.
- McNeil, A. J. et Frey, R. (2000). Estimation of tail-related risk measures for heteroscedastic financial time series : an extreme value approach. *Journal of Empirical Finance*, 7(3-4), 271–300.
- Omar, B. (2014). La méthodologie d'étude d'événement : une méthode et des outils à s' approprier en finance. *Sciences Humaines*, 29, 121–142.

- Philippe, J. (2001). Value at risk : the new benchmark for managing financial risk. *NY : McGraw-Hill Professional*.
- Rachev, S. T. et Mittnik, S. (2000). *Stable Paretian models in finance*, volume 7. Wiley.
- Rival, M. (2006). Utilité et limites de la méthode des études d'événement : le cas de l'évaluation d'une action stratégique de lobbying. Dans *Congrès international de l'AFFI*, 1–33., Poitier, France. halshs-00204091.
- Rouvinez, C. (1997). Going Greek with VAR : presenting two techniques for including curvature and convexity in the value-at-risk of a non-linear portfolio. *Risk-London-Risk Magazine Limited*, 10, 57–65.
- Samuelson, P. A. (1965). Rational theory of warrant pricing. *Industrial Management Review*, 6, 13–31.
- Skrepnek, G. H. et Lawson, K. A. (2001). Measuring changes in capital market security prices : the event study methodology. *Journal of Research in Pharmaceutical Economics*, 11(1), 1–18.
- Taleb, N. N. (2007). *The black swan : The impact of the highly improbable*, volume 2. New York : Random house.
- Taleb, N. N. (2010). *The black swan. The impact of the highly improbable. Revised edition*. London : Penguin Books.
- Tucker, A. L. et Pond, L. (1988). The probability distribution of foreign exchange price changes : tests of candidate processes. *The Review of Economics and Statistics*, 70(4), 638–647.