UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

L'ANALYSE DE L'IMPACT DE LA POLITIQUE MONÉTAIRE CANADIENNE SUR LES RISQUES DU MARCHÉ BOURSIER

MÉMOIRE

PRÉSENTÉ

COMME EXIGENCE PARTIELLE

DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

(CONCENTRATION EN ÉCONOMIE FINANCIÈRE)

PAR

LEI ZHOU

AOÛT 2019

REMERCIEMENTS

Il y a beaucoup de personnes à remercier quand mon étude de la maîtrise est sur le point d'être terminée. Tout d'abord, j'aimerais remercier mon directeur de recherche, professeur Steve Ambler, qui a donné des avis et des suggestions sur l'orientation de la recherche de mon mémoire. Lors de la rédaction du mémoire, professeur Steve Ambler m'a donné des conseils opportuns sur les difficultés et les doutes que j'ai rencontrés et a présenté de nombreuses suggestions d'amélioration très utiles. Ici, je tiens à exprimer ma sincère gratitude au professeur Steve Ambler !

En même temps, je voudrais remercier tous les enseignants qui m'ont enseigné au cours de la maîtrise. Après avoir suivi leurs cours, j'ai approfondi ma compréhension de l'économie. Je voudrais également remercier Mme Martine Boisselle, avec ses aides efficaces, j'ai terminé mon étude étape par étape.

Je tiens à remercier sincèrement mes amis, car sans leur encouragement et leur aide, je pense que je ne peux pas terminer ce mémoire sans heurts. Je devrais remercier ma famille, ce sont mes parents, ma femme et mes enfants. Grâce à leur soutien total, après plus de dix ans d'obtention d'un baccalauréat, j'ai le courage de poursuivre mes études de maîtrise et d'obtenir mon diplôme avec succès.

TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES FIGURES vii

LISTE DES TABLEAUX ix

LISTE DES ABRÉVIATIONS xi

RÉSUMÉ xii

INTRODUCTION 1

CHAPITRE I REVUE DE LA LITTÉRATURE 3

1.1 Risque financier et la méthode de mesure 3

1.1.1 Développement des méthodes de mesure des risques 3

1.1.2 Comparaison de la VaR et la CVaR 6

1.2 Impact de la politique monétaire sur le marché boursier 9

1.2.1 Relation entre la politique monétaire et les rendements des actions 9

1.2.2 Relation entre le marché boursier et la vitesse de circulation de la monnaie 11

1.2.3 Marche boursier : un facteur qui devrait influencer la politique monétaire ? 12

CHAPITRE II MESURE DU RISQUE DU MARCHÉ BOURSIER 13

2.1 Principe de base de la CVaR 14

2.1.1 Définition de la VaR 14

2.1.2 Calcul de la VaR et son évaluation 15

2.1.2.1 Méthode paramétrique 15

2.1.2.2 Méthode de simulation historique 16

2.1.2.3 Méthode de simulation de Monte Carlo 16

2.1.3 Calcul de la CVaR 18
2.1.4 Méthode pour calculer la CVaR dans ce travail 19
2.1.4.1 Choix de la méthode de calcul 19
2.1.4.2 Méthode sur le modèle ARCH pour calculer la CVaR du marché boursier de Toronto 20
2.2 Niveau de risque du marché boursier de Toronto 22
2.2.1 Source et traitement de données 22
2.2.2 Caractéristiques statistiques des taux de rendement des deux indices 23
2.2.3 Établissement du modèle ARCH des taux de rendement 27
2.2.3.1 Choix du modèle ARCH pour les rendements logarithmiques 27
2.2.3.2 Meilleur modèle 30
2.2.4 Mesure et caractéristiques statistiques du risque de la Bourse de Toronto 35
CHAPITRE III ÉTUDE EMPIRIQUE DE L'IMPACT DE LA POLITIQUE MONÉTAIRE SUR LE RISQUE DE LA BOURSE DE TORONTO : LA MÉTHODE D'ÉTUDE D'ÉVÉNEMENT 38
3.1 Vue d'ensemble de la méthodologie proposée 38
3.1.1 Étude d'événement 38
3.1.2 Test non paramétrique 40
3.1.2.1 Test de Friedman 41
3.1.2.2 Test des rangs signés de Wilcoxon 42
3.2 Analyse empirique de l'impact du changement des taux d'intérêt sur le risque du marché boursier de Toronto 43
3.3 Test de signification 44
3.3.1 Impact de la politique monétaire sur le risque (CVaR) de la Bourse de Toronto – Indice composé S&P/TSX 45
3.3.2 Impact de la politique monétaire sur le risque (CVaR) de la Bourse de Toronto – l'indice composé S&P/TSX de croissance 47
3.4 Caractéristiques de l'impact de l'ajustement des taux cibles sur le risque boursier 49

3.4.1 Caractéristiques de l'impact de l'ajustement des taux cibles sur le risque de la Bourse de Toronto – Indice composé S&P/TSX 49

3.4.2 Caractéristiques de l'impact de l'ajustement des taux cibles sur le risque de la Bourse de Toronto – Indice composé S&P/TSX de croissance 50

3.5 Résumé de ce chapitre 52

CHAPITRE IV ÉTUDE EMPIRIQUE DE L'IMPACT DE LA POLITIQUE MONÉTAIRE SUR LE RISQUE DE LA BOURSE DE TORONTO : LA MODÈLE VAR 53

4.1 Concepts de base 53

4.1.1 VAR 53

4.1.2 Cointégration 56

4.1.3 VECM 57

4.2 Choix des variables économiques et horizon de l'analyse 59

4.3 Modèle de choix entre VAR et VECM 62

4.3.1 Test de stationnarité 62

4.3.2 Détermination du nombre de retards 62

4.3.3 Test de cointégration 64

4.3.4 Estimation du VECM 67

4.4 Étude empirique 67

4.4.1 Analyse des réponses aux chocs 67

4.4.2 Analyse de décomposition de la variance 72

CONCLUSION 74

ANNEXE A SOURCES DES DONNÉES 77

ANNEXE B ÉVOLUTION DE LA CVAR DE L'INDICE COMPOSÉ S&P/TSX PENDANT LA PÉRIODE D'ESTIMATION ET LA PÉRIODE DE FENÊTRE DE L'ÉVÉNENMENT 79

ANNEXE C ÉVOLUTION DE LA CVAR DE L'INDICE COMPOSÉ S&P/TSX DE CROISSANCE PENDANT LA PÉRIODE D'ESTIMATION ET LA PÉRIODE DE FENÊTRE DE L'ÉVÉNENMENT 86

ANNEXE D TABLEAU DES RÉSULTATS DE L'ESTIMATION DU MODÈLE VAR 91

ANNEXE E TABLEAU DES RÉSULTATS DE L'ESTIMATION DU MODÈLE VECM 94

BIBLIOGRAPHIE 97

LISTE DES FIGURES

Figure Page

2.1 Taux de rendement logarithmiques de la Bourse de Toronto – Indice composé S&P/TSX 24

2.2 Taux de rendement logarithmiques de la Bourse de Toronto - Indice composé S&P/TSX de croissance 24

2.3 Distribution des taux de rendement de la Bourse de Toronto - Indice composé S&P/TSX 25

2.4 Distribution des taux de rendement de la Bourse de Toronto - Indice composé S&P/TSX de croissance 25

2.5 Variance conditionnelle du taux de rendement logarithmique sur modèle EGARCH-M avec la loi de Student - Indice composé S&P/TSX 32

2.6 Variance conditionnelle du taux de rendement logarithmique sur modèle TARCH-M avec la loi de Student - Indice composé S&P/TSX de croissance 34

2.7 CVaR de la Bourse de Toronto - Indice composé S&P/TSX 35

2.8 Distribution des CVaRs de la Bourse de Toronto - Indice composé S&P/TSX 36

2.9 CVaR de la Bourse de Toronto - Indice composé S&P/TSX de croissance 36

2.10 Distribution des CVaRs de la Bourse de Toronto - Indice composé S&P/TSX de croissance 37

3.1 Schéma de l'étude d'événement 40

3.2 Groupes des Événements de l'ajustement des taux cibles pour Indice composé S&P/TSX 50

3.3 Groupes des Événements de l'ajustement des taux cibles pour Indice composé S&P/TSX de croissance 51

4.1 Racines Inversées de Polynôme Caractéristique sur AR 64

4.2 Courbes combinées de la réponse impulsionnelle sur CVaR 69

4.3 Courbes individuelles de la réponse impulsionnelle sur CVaR 71

B.1 Valeurs de la CVaR ont augmenté à la fin de la période de fenêtre de l'événement par rapport à la période d'estimation. 81

B.2 Valeurs de la CVaR ont diminué à la fin de la période de fenêtre de l'événement par rapport à la période d'estimation. 85

C.1 Valeurs de la CVaR ont augmenté à la fin de la période de fenêtre de l'événement par rapport à la période d'estimation. 88

C.2 Valeurs de la CVaR ont diminué à la fin de la période de fenêtre de l'événement par rapport à la période d'estimation. 90

LISTE DES TABLEAUX

Tableau Page

2.1 Test ADF des taux de rendement logarithmiques de la Bourse de Toronto - Indice composé S&P/TSX 27

2.2 Test ADF des taux de rendement logarithmiques de la Bourse de Toronto - Indice composé S&P/TSX de croissance 27

2.3 Caractéristiques statistiques du taux de rendement logarithmique du modèle EGARCH-M - Indice composé S&P/TSX 30

2.4 Estimateurs des coefficients du taux de rendement logarithmique sur modèle EGARCH-M avec la loi de Student - Indice composé S&P/TSX 31

2.5 Caractéristiques statistiques du taux de rendement logarithmique du modèle EGARCH-M et du TARCH-M - Indice composé S&P/TSX de croissance 33

2.6 Estimateurs des coefficients du taux de rendement logarithmique sur modèle TARCH-M avec la loi de Student - Indice composé S&P/TSX de croissance 34

3.1 List d'ajustement du taux cible de la Banque du Canada 44

3.2 Valeur P du test du changement de risque pour l'Indice composé S&P/TSX avant après ajustement du taux cible de la Banque du Canada 46

3.3 Valeur P du test du changement de risque pour l'Indice composé S&P/TSX de croissance avant après ajustement du taux cible de la Banque du Canada 48

4.1 Résultat du test de stationnarité 62

4.2 Critères de sélection du nombre de retard pour VAR 63

4.3 Test de cointégration 66

4.4 Réponse impulsionnelle du modèle VAR 68

4.5 Décomposition de la variance 72

D.1 Résultats de l'estimation du modèle VAR 91

E.1 Résultats de l'estimation du modèle VECM 94

LISTE DES ABRÉVIATIONS

AIC	Critère d'information d'Akaike, en anglais : *Akaike information criterion*
ARCH	*Autoregressive conditional heteroskedasticity*
BIC (SC)	Critère d'information bayésien, en anglais : *Bayesian information criterion or Schwarz information criterion*
CVaR	Valeur à risque conditionnelle
GARCH	*Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity*
GED	*Generalized Error Distribution*
IPC	Indice des prix à la consommation
MCO	Méthode des moindres carrés ordinaire
MCG	Méthode des moindres carrés généralisés
MEDAF	Modèle d'évaluation des actifs financiers
MPT	Théorie moderne du portefeuille, en anglais : *Modern portfolio theory*
PIB	Produit intérieur brut
RV	Rapport de vraisemblance
VaR	Valeur à risque
VAR	Vecteur Autoregressif
VECM	*Vector error correction model*

RÉSUMÉ

Depuis la crise financière de 2008, les principales économies du monde ont mis en œuvre une série de mesures visant à assurer la croissance économique, notamment une politique monétaire d'assouplissement quantitatif à long terme. En même temps, les principaux marchés boursiers nord-américains ont également connu une période prospère de plus de 10 ans. Le fonctionnement du marché boursier crée des risques. Basé sur le calcul de la valeur à risque conditionnelle (CVaR) de l'indice composé *S&P/TSX* et de l'indice composé *S&P/TSX* de croissance et de leurs caractéristiques statistiques, ce travail vise à explorer l'impact de la politique monétaire de la Banque du Canada sur le risque d'investissement du marché boursier de Toronto et à étudier la relation quantitative entre les deux pour garantir une gestion efficace du risque financier. Aussi, afin d'étudier la relation d'équilibre à long terme entre le risque du marché boursier de Toronto et des indicateurs économiques étroitement liés à la politique monétaire tels que l'indice des prix à la consommation, la masse monétaire, le produit intérieur brut, le taux de change et le taux de rendement sans risque, dans ce travail, le modèle VAR est appliqué et les effets de ces indicateurs sur le niveau de risque du marché boursier de Toronto sont étudiés au moyen de la fonction de réponse impulsionnelle et de la décomposition de la variance.

Les innovations possibles dans ce travail sont : la CVaR est utilisée pour mesurer le risque de la Bourse de Toronto, et la CVaR est incluse dans le système de vecteur autorégressif (VAR) afin d'étudier l'influence des variables liées à la politique monétaire sur le risque de marché boursier ; dans l'application de la méthode analytique, la méthode de test non paramétrique a été introduite dans la méthode d'étude d'événement afin d'analyser l'impact des événements d'ajustement de la politique monétaire sur le risque du marché boursier de Toronto. Les résultats de ce travail montrent que l'ajustement de la politique monétaire a un certain impact sur le risque du marché boursier de Toronto, mais cet impact est faible. La plupart des ajustements de la politique monétaire sont conformes aux attentes du marché boursier. D'ailleurs, le niveau de risque du marché boursier de Toronto est toujours corrélé avec lui-même, et la plupart des risques ne sont pas liés à la politique monétaire et quelques variables économiques qui y sont liées.

MOTS-CLÉS : risque de marché boursier, valeur à risque conditionnelle, politique monétaire, méthode d'Étude d'événement, modèle vectoriel autorégressif.

INTRODUCTION

De nos jours, dans le monde, le marché financier comprenant le marché obligataire, le marché boursier, le marché des fonds, le marché de l'assurance et l'intermédiation financière, est un système complexe. L'importance du marché financier pour l'économie globale est incontestable. Avec le développement des marchés financiers et l'innovation financière, les frontières entre la monnaie et les autres marchés financiers sont de plus en plus floues. L'instrument de la politique monétaire semble perdre une relation stable avec les variables économiques réelles, et la quantité d'argent peut ne plus être simplement proportionnelle au prix et au revenu, mais importante pour toutes les transactions relatives dans l'économie qui requièrent l'argent des médias.

Selon des études empiriques, les marchés financiers ont leurs propres règles de fonctionnement, mais ils sont facilement affectés par les politiques macroéconomiques, provoquant parfois d'énormes fluctuations du marché. De plus, les fluctuations du marché financier auront un impact sur la performance économique. Cela crée un cycle interactif.

Depuis la crise financière de 2008, une politique monétaire d'assouplissement quantitatif pendant une période prolongée a apporté la prospérité aux principaux marchés boursiers mondiaux. Par exemple, en Amérique du Nord, l'indice de *Dow Jones Industrial Average* et l'Indice composé *S&P/TSX* ont atteint de nouveaux sommets au cours des dernières années. Simultanément, un marché prospère engendre aussi des risques.

Pour la Banque du Canada, la politique monétaire vise à préserver la valeur de la monnaie en maintenant l'inflation à un niveau bas, stable et prévisible. En plus de ces objectifs de son opération de la politique monétaire ci-dessus, est-ce que la Banque du Canada doit envisager d'ajouter certaines sections financières représentées par le marché boursier de Toronto comme cibles lorsqu'elle ajuste la politique monétaire ? Ainsi, en analysant l'impact de la politique monétaire sur le risque boursier, des informations et des suggestions sur les questions ci-dessus peuvent être trouvées.

De nombreuses études ont été réalisées sur l'impact de la politique monétaire (ou de la politique économique) sur le risque boursier. Cependant, la plupart des résultats de la recherche ne peuvent pas correctement refléter la situation réelle de l'impact de la politique monétaire sur le niveau de risque du marché boursier. Par conséquent, pour le Canada, il est nécessaire d'utiliser des méthodes avancées pour mesurer le niveau de risque du marché boursier de Toronto et, sur cette base, d'étudier l'effet de la politique monétaire sur le niveau de risque du marché boursier. Dans ce travail, la méthode de la valeur à risque conditionnelle (CVaR) sera utilisée pour mesurer le niveau de risque du marché boursier de Toronto. Les résultats obtenus seront utilisés pour tester empiriquement les effets de la politique monétaire, afin de tester empiriquement la théorie de la politique monétaire existante.

En pratique, pour la gestion des risques, le principal problème est l'identification des risques. Ce travail vise à explorer l'impact de la politique monétaire et son ajustement sur le risque d'investissement boursier basé sur la mesure scientifique du risque d'investissement dans le marché boursier de Toronto et à étudier la relation quantitative entre les deux pour garantir une gestion efficace du risque financier. Cela est important pour améliorer les mesures de macro-contrôle et promouvoir le développement sain du marché boursier.

CHAPITRE I

REVUE DE LA LITTÉRATURE

Afin d'étudier la relation entre la politique monétaire et le marché boursier, et l'impact de la politique monétaire sur le risque boursier, il faut passer en revue la littérature sous deux aspects.

1.1 Risque financier et la méthode de mesure

Le risque est l'une des caractéristiques essentielles du marché de l'investissement en titres : l'attention et la recherche sur les risques financiers sont générées simultanément avec le marché financier. Les recherches sur le risque portent principalement sur la relation entre le risque et le rendement, la tarification des actifs à risque, l'efficacité du marché et la mesure du niveau de risque.

1.1.1 Développement des méthodes de mesure des risques

Puisque le risque est un concept qui dépend des sentiments intérieurs et du jugement de valeur subjectif de l'individu, les premières recherches sur le risque reposent sur la théorie de l'utilité, comme le MEDAF et le modèle d'Arrow–Pratt (1965 et 1964). Cependant, comme la fonction d'utilité est difficile à déterminer dans des

applications pratiques, cette méthode est seulement utilisée comme une analyse théorique.

En 1952, Markowitz a développé *MPT* et introduit le modèle d'allocation optimale du portefeuille. Cette théorie se résume à la manière dont les investisseurs rationnels utilisent des investissements diversifiés pour optimiser leurs portefeuilles. Le modèle estime que les variations du prix des titres apparaissent souvent comme des fluctuations continues fréquentes et que ces fluctuations ont certaines caractéristiques statistiques. La méthode mathématique de base pour mesurer la volatilité est le modèle Moyenne-Variance. Le degré d'écart entre la valeur réelle du rendement des actifs et sa valeur attendue est exprimé par la variance ou l'écart type : plus la variance ou l'écart type est grand, plus la variation du taux de rendement est grande, c'est-à-dire le risque de l'actif est plus élevé. À l'inverse, le risque est plus faible. Mais il y a un manque de points de référence pour le risque de mesure de la variance et il n'est pas possible de distinguer efficacement les types de risque (risque du système et risque non lié au système). Basé sur les premiers travaux de Markowitz, Treynor (1961), Sharpe (1964), Lintner (1965) et Mossin (1966) ont introduit MEDAF indépendamment. Ce modèle est le pilier important de la théorie moderne des prix sur les marchés financiers. Il est largement utilisé dans la prise de décision en matière d'investissement et la gestion de patrimoine. Dans le modèle de détermination du prix des immobilisations, le capital fait principalement référence aux actifs en actions, tandis que la détermination du prix tente d'expliquer comment le marché des capitaux détermine le taux de rendement des actions, puis détermine le prix de l'action. Le modèle d'allocation optimale du portefeuille de Markowitz et MEDAF ont mûri depuis les années 1980 et sont devenus les deux théories de base de la mesure du risque d'investissement en titres, qui ont été largement utilisés dans la pratique.

Cependant, il existe un écart entre les indicateurs de risque utilisés dans les modèles ci-dessus et la situation réelle du marché des titres, ce qui est incompatible avec les véritables sentiments de l'investisseur : la variance (ou écart-type) d'une certaine période de temps est une constante qui ne change pas avec le temps ; la fluctuation (risque) du cours de l'action (ou du revenu) est influencée par la progression du temps. Alors la variance (ou écart-type) ne peut pas être utilisée pour caractériser les changements ni pour les effets progressifs. Afin de surmonter les lacunes de la théorie actuelle, les chercheurs ont commencé à étudier la VaR depuis les années 1990. Alexander (1996) a donné une introduction complète à la VaR et à ses méthodes de calcul. *Le Group of Thirty* (1993) a recommandé que les banques centrales de tous les pays utilisent la VaR pour l'évaluation et la supervision des risques (recommandation 5).

Comparé à la méthode moyenne-variance, le modèle de la VaR est plus proche de la véritable perception psychologique du risque de l'investisseur et convient mieux à un calcul précis et à une gestion du risque dans le cadre de la distribution générale du rendement. Les statisticiens ont mené des discussions approfondies sur le problème de la mesure de la VaR. Hull et White (1998) ont proposé une méthode d'évaluation de la VaR en cas de distribution non normale. Bouchaud et Potters (1999) proposent d'utiliser la normalité des rendements des actifs financiers pour simplifier le calcul des combinaisons non linéaires complexes de valeurs de la VaR. Danielsson et de Vries (1998) et Dowd (1999) ont proposé l'application de la théorie de la valeur extrême dans les calculs de la VaR. En 1996, J. P. Morgan a introduit la distribution t, la distribution normale mixte, la distribution d'erreur généralisée et la distribution de Johnson pour améliorer l'estimation de la queue épaisse par des méthodes analytiques standard. En raison de l'hétéroscédasticité de nombreuses séries chronologiques financières et des caractéristiques d'asymétrie et de queue épaisse de la distribution, Manganelli et Engle (2001), Giot et Laurent (2001), Mancini et Trojani (2011) ont

pris compte de ces facteurs pour introduire la famille de modèles autorégressifs d'hétéroscédasticité conditionnelle (ARCH) dans le système de méthode de mesure de la VaR. Rockafeller et Uryasev (2000) ont proposé une technologie de mesure du risque - la valeur à risque conditionnelle (CVaR), qui est une méthode de gestion du risque moderne considérée plus raisonnable et plus efficace que la technologie de mesure du risque de la VaR dans le milieu universitaire.

Dans la recherche empirique, Krokhmal, Pahnquist et Uryasev (1999) ont étudié la moyenne de la frontière effective de la CVaR. Acerbi et Tasche (2002) ont analysé la cohérence de diverses valeurs moyennes de la perte de queue. Testuri et Uryasev (2000) ont comparé les approches d'optimisation de portefeuille avec les regrets attendus (RE) et les fonctions d'utilité de la CVaR. Ils ont démontré que les regrets attendus minimums et les approches CVaR minimales sont étroitement liés. Ils ont aussi prouvé que le RE satisfait à des conditions telles que la convexité, qui est une mesure du risque cohérente.

1.1.2 Comparaison de la VaR et la CVaR

Sur la base des recherches ci-dessus, en théorie et en application, les défauts de la VaR sont principalement reflétés dans les aspects suivants :

1) Il existe quelques méthodes de calcul de la VaR, telles que la simulation historique, les méthodes analytiques et les méthodes Monte Carlo. Les résultats de calcul de diverses méthodes varient considérablement. Cela montre que la crédibilité des résultats est discutable. Le choix de l'intervalle de confiance α est arbitraire, la sélection α est différente et la valeur de la VaR de risque est également différente. Le niveau de

confiance est trop bas et la probabilité d'un événement extrême avec une perte supérieure à la valeur de la VaR est trop élevée, ce qui rend la valeur de la VaR dénuée de sens. Si le niveau de confiance est trop élevé, la probabilité que des événements extrêmes dépassent la valeur de VaR diminue, mais les données reflétant les événements extrêmes dans l'échantillon statistique seront très peu, ce qui réduira la précision de l'estimation de la VaR.

2) Dans le cas de l'optimisation du portefeuille, la VaR ne peut pas être directement optimisée en fonction de la position des différents actifs du portefeuille. De plus, dans le problème de planification avec la VaR comme fonction objectif, la solution optimale locale n'est pas nécessairement la solution optimale globale. Par conséquent, il rencontrera de grandes difficultés à résoudre. De plus, la VaR ne satisfait pas à la sous-additivité du modèle général de mesure du risque. Cette propriété empêche les institutions financières de calculer la VaR de l'ensemble de l'institution financière en calculant la VaR de chaque succursale.

3) La VaR est une mesure à court terme qui ne couvre que la période au cours de laquelle le taux de rendement se produit réellement. Par conséquent, la VaR convient pour analyser la réaction immédiate d'un portefeuille au risque et ne convient pas à l'analyse des objectifs d'investissement à long terme. En outre, lorsque la distribution du rendement du portefeuille est une distribution générale, la méthode est intensive en calcul.

4) L'attention de la VaR est concentrée sur la perte maximale prévue sous un certain niveau de confiance, tandis que le cas extrême est complètement ignoré. Cela rendra cette méthode impossible pour empêcher certains

événements extrêmes. La probabilité de ces événements extrêmes est faible, mais une fois que cela arrive, cela rendra les institutions financières insupportables.

En comparaison de la technologie de la VaR, celle de la CVaR présente les avantages suivants :

1) La CVaR est la valeur moyenne de la perte sur la VaR, également connue sous le nom de perte excédentaire moyenne, ou la queue de la VaR, qui représente le niveau moyen de la perte excédentaire et reflète plus la valeur potentielle du risque que la VaR.

2) La CVaR satisfait la variabilité égale, l'homogénéité positive, la sous-densité et la monotonie de la transformation. Donc, c'est une mesure cohérent du risque.

3) Le calcul de la CVaR peut être transformé en un problème d'optimisation de la fonction convexe en construisant une fonction. C'est facile à manipuler mathématiquement : par exemple, en utilisant l'échantillon pour approximer la moyenne de la population totale, la convexité peut aussi être transformé en un problème linéaire.

4) Parallèlement au calcul de la CVaR, la valeur de la VaR correspondante peut également être obtenue en même temps. C'est plus garanti qu'une simple VaR. Il est moins vulnérable à la triche. Dans le même temps, les avantages de la VaR sont également conservés.

Mesurer correctement les risques est le fondement de la gestion des risques. Donc, dans ce travail la CVaR sera utilisée pour mesurer le niveau de risque du marché boursier de Toronto.

1.2 Impact de la politique monétaire sur le marché boursier

1.2.1 Relation entre la politique monétaire et les rendements des actions

Une étude de la relation entre la politique monétaire et les rendements des actions a montré que la politique monétaire peut influencer les cours des actions dans une certaine mesure. Thorbecke (1997) et Patelis (1997) constatent qu'une politique monétaire accommodante entraînera une hausse de cours boursiers. Jensen, Mereer et Johnson (1996) considèrent que peu importe quelle phase du cycle économique, la politique monétaire a un impact sur les cours boursiers. Selon Neri (2001), la politique monétaire influe sur la volatilité des prix en influant sur les anticipations de taux d'intérêt et sur l'économie réelle et il estime que la relation entre les changements de politique monétaire et la volatilité des cours boursiers devrait être positivement reliée aux effets de liquidité. Barnes (1999) a trouvé que l'inflation avait une corrélation négative ou nulle avec les rendements boursiers dans les économies où l'inflation est faible ou modérée. Mais dans une économie à inflation élevée, ils montrent une forte corrélation positive. Stock et Watson (2001) ont mené des recherches empiriques sur sept pays industrialisés comme les États-Unis, le Canada et le Royaume-Uni et ont découvert que certains prix des actifs ont un bon pouvoir prédictif d'inflation et de production à certains moments dans certains pays. Les indicateurs peuvent être adaptés à tous les pays et à toutes les périodes. Morelli (2002) a utilisé le modèle ARCH/GARCH et le modèle VAR pour étudier la relation entre la volatilité conditionnelle du marché boursier britannique et la

volatilité des conditions macroéconomiques à l'aide de données mensuelles. Cependant, la capacité de ces volatilités macro-variables à expliquer conjointement la volatilité du marché boursier est relativement faible. Kim (2005) a utilisé l'analyse par ondelettes pour étudier les données mensuelles des États-Unis de 1926 à 2000 et a constaté qu'à court terme, le rendement boursier et le taux d'inflation présentaient une corrélation positive et, à long terme, il existe une corrélation négative entre le taux du rendement boursier et le taux d'inflation.

Dans les années 1990, en raison de l'inflation mondiale des prix des actifs, les économistes ont tenté d'expliquer l'expansion des cours boursiers et les ont intégrés dans le cadre de la politique monétaire. Ils utilisent les cours boursiers comme variable d'information pour étudier le mécanisme d'action permettant de prédire la production et l'inflation. La première chose à prendre en compte est la fonction d'information du prix des actions dans la formulation de la politique monétaire : utiliser le prix des actions comme variable d'ajustement dans le mécanisme de transmission de la politique monétaire pour étudier la position intermédiaire du cours des actions. Schwert (1989) a utilisé le modèle VAR pour étudier la relation entre la volatilité des variables macroéconomiques telles que le taux d'inflation nominal, la masse monétaire, la valeur de la production industrielle et la volatilité boursière. Il a constaté que la volatilité des variables macroéconomiques américaines n'était pas très utile pour prévoir et pour expliquer la volatilité des rendements boursiers. Schwert utilise le cycle économique comme un événement identifiable, utilisant des variables virtuelles pour déterminer l'état de l'économie, et ajoutant des variables virtuelles au modèle qui influence la volatilité du marché boursier pour déterminer la relation entre le cycle économique et la volatilité boursière. L'étude a révélé que la volatilité du marché boursier pendant la récession économique a considérablement augmenté. Rigobon et Sack (2001) ont étudié les effets réels de la politique monétaire sur les cours boursiers et mesuré la réaction de la politique monétaire américaine aux cours

boursiers, les résultats montrant que la politique monétaire réagit fortement aux fluctuations des cours. Avec l'indice *S&P 500* augmente de façon inattendue de 5 %, le taux des fonds fédéraux augmentera de quatorze points de base lors de la prochaine réunion régulière de la *Fed*. Si l'indice *S&P 500* augmente de 5 %, le calcul de la participation du secteur des résidents américains à la fin de l'année 2000 augmentera la richesse du secteur résident de 778 milliards de dollars. En supposant une propension marginale à consommer 4 % de la richesse du marché boursier, la consommation totale augmentera de 23 milliards de dollars et stimulera la croissance du PIB de 0,23 %. Rigobon et Sack (2002) ont également examiné l'impact de la politique monétaire américaine sur les indices boursiers et les taux d'intérêt à long terme, et ont constaté que les indices boursiers réagissent négativement de manière significative à la politique monétaire. Une hausse de 25 points de base des taux d'intérêt à court terme entraînera une baisse de 1,9 % de l'indice *S&P* 500.

1.2.2 Relation entre le marché boursier et la vitesse de circulation de la monnaie

Dans l'étude de la relation entre le marché boursier et la vitesse de circulation de la monnaie, on a l'avis que le choc de production fait que la vitesse de la monnaie s'écoule dans la même direction que le prix de l'action. Nakagawa et Osawa (2000) ont utilisé des données de 1980 à 1999 comme échantillon pour étudier la relation entre la volatilité des marchés financiers et la volatilité des variables macroéconomiques dans les quatre principaux pays industrialisés : États-Unis, Japon, Royaume-Uni et Allemagne. Les résultats montrent que la volatilité du marché boursier et obligataire dans ces quatre pays contribue à la prédiction de la volatilité du marché des taux de change. Christiano et Rostagno (2001) estime que les cours des actions sont liés à la vitesse de circulation de la monnaie, mais la force de cette corrélation varie selon la composition des actifs financiers entre les pays.

1.2.3 Marche boursier : un facteur qui devrait influencer la politique monétaire ?

Sur la question si les prix des actifs devraient faire l'objet d'un contrôle de politique monétaire, il existe deux points de vue très différents. Selon un, la politique monétaire devrait réagir aux variations des prix des actifs. Kent et Lowe (1997), Cecchetti, Genberg, Lipsky et Wadhwani (2000), Goodhart et Hofmann (2001) soutiennent que la politique monétaire devrait réagir aux variations des prix des actifs en fonction de la situation. Le modèle théorique de Binswanger (2004) montre que dans un marché efficace, les cours boursiers sont actualisés en fonction des flux de trésorerie futurs attendus. La volatilité des actions est causée par l'incertitude des flux de trésorerie prévus et des taux d'actualisation. À mesure que l'incertitude des anticipations macroéconomiques augmente, l'incertitude des flux de trésorerie attendus et du taux d'actualisation augmente, cela entraîne une augmentation de la volatilité des actions. Mais selon les autres, représentés par Bernanke, Gertler et Gilchrist (1998), la banque centrale ne devrait pas utiliser les prix des actifs comme cible directe de la politique monétaire. Ces trois économistes ont utilisé un petit modèle économique BGG (Bernanke, Gertler and Gilchrist) pour simuler l'impact de la bulle des prix des actifs sur l'économie, en concluant que si la politique monétaire de la banque centrale cible directement les prix des actifs, elle entraînera de plus grandes fluctuations macroéconomiques. Filardo (2000) a révisé ce modèle et les résultats de l'expérience de simulation ont abouti à des conclusions similaires.

CHAPITRE II

MESURE DU RISQUE DU MARCHÉ BOURSIER

Bien que la théorie économique ne soit pas parvenue à un consensus sur la définition du risque, les économistes croient généralement que le risque fait référence à l'incertitude ou à la volatilité des résultats futurs. L'incertitude est la cause principale de divers risques, y compris les risques financiers. Plus l'incertitude est grande, plus le risque est grand, et inversement, plus le risque est petit. Le risque signifie la possibilité de la perte ou de la rentabilité.

Les incertitudes dans les activités financières comprennent « l'incertitude externe » et « l'incertitude interne ». « L'incertitude externe » renvoie à la tendance du caractère aléatoire, aux changements contingents ou aux tendances imprévisibles des opérations économiques. Par exemple, la tendance macroéconomique, l'offre et la demande de la monnaie, la situation politique, etc. Ce type d'incertitude affecte l'ensemble du marché et le risque qui en résulte est appelé « risque systématique ». Par rapport à « l'incertitude externe », « l'incertitude interne » possède des caractéristiques de personnalité évidentes et le risque qui en résulte est appelé « risque non systématique ». Les « risques non systématiques » peuvent être éliminés grâce à des investissements décentralisés. Les « risques systémiques » ne peuvent être éliminés, mais ils peuvent être évités de manière raisonnable.

Dans la vie réelle, les investisseurs sont plus préoccupés par la possibilité de perte. Par conséquent, ce travail définit le risque d'investissement du marché boursier

comme la possibilité de pertes dues à des changements dans les facteurs pertinents du marché boursier.

2.1 Principe de base de la CVaR

2.1.1 Définition de la VaR

La VaR est la « valeur à risque » ou la « valeur en jeu », qui désigne la perte maximale qu'un actif financier ou un portefeuille d'actifs peut subir dans un certain période d'investissement et avec un certain niveau de confiance. L'expression est :

$$prob(\triangle P > VaR) = 1 - \alpha, \qquad (1)$$

où ∆P représente la perte du portefeuille pendant la période de détention et la VaR est la valeur à risque sous le niveau de confiance α.

La forme générale de la VaR peut être déterminée à partir de la distribution de probabilité de la valeur du portefeuille. En supposant que la distribution de probabilité de la valeur d'un portefeuille est f(x), la valeur minimale x* pour un portefeuille avec un certain niveau de confiance α est :

$$\alpha = \int_{x^*}^{\infty} f(x)dx, \qquad (2)$$

ou

$$1 - \alpha = \int_{-\infty}^{x^*} f(x)dx. \qquad (3)$$

Les formules (2) et (3) s'appliquent à tous les types de distribution du taux de rendement. La question de base du calcul de la VaR est d'estimer la distribution ou la densité de probabilité du portefeuille d'investissement.

2.1.2 Calcul de la VaR et son évaluation

En pratique, puisqu'il est difficile d'estimer directement le taux de rendement futur du portefeuille, le dernier est généralement exprimé par son facteur de marché. Nous pouvons utiliser la distribution des rendements des facteurs de marché pour estimer la distribution future des rendements du portefeuille.

Pour sélectionner les facteurs de marché, la composition des facteurs de marché dépend de la composition du portefeuille d'actifs. Sur l'analyse du marché boursier, les facteurs de marché sont les prix de chaque action. En pratique, l'indice boursier est généralement utilisé pour estimer la distribution des rendements du portefeuille. Dans le processus d'estimation des actifs à risque, il convient d'envisager d'incorporer les fluctuations des facteurs de risque de marché dans le modèle d'estimation. L'estimation de la VaR a principalement les trois méthodes.

2.1.2.1 Méthode paramétrique

La méthode paramétrique est la méthode la plus couramment utilisée dans les calculs de la VaR. Cette méthode utilise la relation fonctionnelle entre la valeur du portefeuille et les facteurs de marché et les paramètres de distribution statistique des facteurs de marché pour calculer. Elle peut être divisée en Méthode *Delta* (premier ordre) et méthode *Gamma* (second ordre) selon les différents ordres de l'expansion de la valeur des actifs. Pour les actions, la méthode *Delta* est plus précise ; pour les actifs

non linéaires tels que les positions d'options, l'erreur de la méthode Delta est supérieure à celle de la méthode *Gamma*.

2.1.2.2 Méthode de simulation historique

La méthode de simulation historique utilise les données historiques de la distribution des rendements du portefeuille d'actifs sur une période donnée pour déterminer le rendement minimum sous un certain niveau de confiance pendant la période de détention. La base de cette méthode consiste à simuler la distribution future du rendement du portefeuille de placements en fonction d'échantillons historiques de facteurs de marché et à estimer la VaR selon certains intervalles de confiance. Cette méthode est une estimation complète qui peut gérer efficacement une variété d'actifs non linéaires ou de portefeuilles d'actifs. En outre, cette méthode inclut le problème de « queue épaisse » qui peut refléter les changements simultanés de tous les facteurs de risque sur le marché.

2.1.2.3 Méthode de simulation de Monte Carlo

Aussi s'appelle la méthode de simulation aléatoire. L'idée principale de la méthode de simulation stochastique est de simuler de manière répétée le processus stochastique de détermination du prix des actifs financiers, par chaque simulation on peut obtenir une valeur possible du portefeuille à la fin de la période de détention. La distribution des valeurs du portefeuille d'actifs résultant d'un grand nombre de simulations converge vers la véritable distribution de la valeur du portefeuille. Cela comprend trois étapes : la génération de scénarios, l'évaluation du portefeuille et l'estimation de la VaR. La VaR peut être estimée en simulant la véritable répartition du portefeuille d'actifs.

Dans la sélection des méthodes de calcul de la VaR, les trois méthodes décrites ci-dessus ont leurs propres caractéristiques, et aucune d'entre elles n'est universellement applicable. Pour la méthode de simulation historique, bien qu'elle soit facile à comprendre et puisse résoudre le problème de « queue épaisse », cette méthode nécessite beaucoup de données historiques, donc il n'est pas facile d'ajuster les échantillons de calcul et il est difficile d'effectuer une analyse de sensibilité.

La méthode de simulation de Monte Carlo, en tant que méthode de simulation intégrale, présente une grande souplesse d'application, mais son processus de simulation dépend du modèle stochastique choisi. Le choix du modèle stochastique se rapporte à la précision des conclusions de la mesure. De plus, au fur et à mesure que le nombre de simulations et l'intervalle de temps augmentent, le travail de calcul augmentera sensiblement, en particulier dans le processus de mesure du risque du portefeuille d'investissement à grande échelle, l'efficacité du calcul est faible.

La méthode paramétrique est la méthode la plus courante pour calculer la VaR. Nous avons la flexibilité de choisir le temps pour calculer. L'analyse de sensibilité des paramètres pour les résultats peut également être effectuée. Le calcul est plus simple que les deux autres. Lorsque la méthode paramétrique est utilisée pour calculer, le résultat du calcul dépend de l'hypothèse de la distribution des rendements. Si le formulaire de distribution n'est pas correctement choisi, vous rencontrerez des problèmes de « queue épaisse ». Par conséquent, lorsqu'on utilise la méthode paramétrique pour estimer, il est nécessaire de corriger le coefficient de corrélation estimé et l'écart type pour éviter l'échec de l'estimation de la VaR.

2.1.3 Calcul de la CVaR

Bien que la méthode de la VaR ait réussi à mesurer le risque, cette méthode présente des problèmes tels que la non-convexité et la sous-dépendance, ce qui rend difficile la mesure du risque des portefeuilles à grande échelle. Plus important encore, la méthode de la VaR attire l'attention sur le quartile d'une certaine confiance, c.-à-d. la plus grande perte attendue. Cela nous fait ignorer les énormes pertes qui peuvent survenir avec une petite probabilité. Pour résoudre les problèmes existants dans la méthode VaR, Rockafeller et Uryasev (2000) ont proposé la méthode de la CVaR. Cette méthode, également connue sous le nom de perte supplémentaire moyenne, de perte moyenne ou de queue de la VaR, est considérée comme une mesure de risque plus raisonnable et plus efficace que la technologie de la VaR.

La VaR est la perte d'un portefeuille d'investissement à un certain niveau de confiance α, et la CVaR est la valeur moyenne de la perte du portefeuille supérieure à la VaR, soit la perte moyenne des cas pires (i.e. 1- α). Supposons que f (x, y) est la fonction de profit et de perte associée au vecteur de portefeuille x et au facteur de marché y, la distribution de densité de probabilité de la variable aléatoire y est p (y), la CVaR du portefeuille x est définie comme :

$$CVaR_{\alpha}(x) = (1-\alpha)^{-1} \int_{f(x,y) \leq VaR_{\alpha}(x)} f(x,y)p(y)dy. \qquad (4)$$

Ici, la CVaR est la valeur moyenne attendue de la perte de la combinaison x supérieure à la VaR.

2.1.4 Méthode pour calculer la CVaR dans ce travail

2.1.4.1 Choix de la méthode de calcul

De la discussion ci-dessus, nous pouvons voir que la CVaR est la valeur de l'attente de risque en tenant compte de l'effet de queue de la VaR. Pour calculer la CVaR d'un portefeuille, nous devons d'abord calculer sa VaR. Ce travail calcule le niveau de risque de la CVaR sur le marché boursier de Toronto en choisissant la méthode appropriée pour calculer la VaR de ce marché boursier.

Il a été prouvé que le modèle de la famille GARCH avec distribution normale standard mixte, distribution *t* ou distribution *GED*[1] peut bien s'adapter à ce type de série chronologique financière dans l'ajustement des séries temporelles financières telles que les rendements boursiers. Surmonter les problèmes de « queue épaisse » et d'« agrégation fluctuante » a grandement amélioré l'applicabilité et la précision de la méthode paramétrique en rendant la méthode paramétrique capable de surpasser l'estimation de l'échantillon.

Pour les raisons exposées ci-dessus, ce travail repose sur l'hypothèse que le modèle de la famille ARCH de distribution normale mixte, de distributions *t* ou de distributions *GED* est approprié pour ajuster le rendement du marché boursier de Toronto. Puis, la méthode paramétrique est utilisée pour calculer la VaR du marché

[1] Distribution d'erreur généralisée, en anglais : *Generalized Error Distribution*. Giller (2005) a donné une explication détaillée de la distribution d'erreur généralisée. Les distributions d'erreur généralisées (parfois appelées distributions normales généralisées) sont une famille de distributions symétriques utilisées dans la modélisation mathématique et sont généralement appliquées lorsque le terme d'erreur (différence entre la valeur attendue et la valeur observée) n'est pas normalement distribué. La fonction de distribution de probabilité est $p(x)dx = \frac{1}{2\lambda\Gamma(1+\frac{1}{d})}\exp(-\left|\frac{x}{\lambda}\right|^{d})dx$, lorsque b = 1, cela est réduit à la loi de Laplace ; lorsque d = 2 et $\lambda = \sqrt{2\pi}$, cela devient la loi normale.

boursier de Toronto. Sur cette base, le niveau de risque du marché boursier de Toronto est mesuré en estimant la valeur de la CVaR.

2.1.4.2 Méthode sur le modèle ARCH pour calculer la CVaR du marché boursier de Toronto

La CVaR est la perte attendue du portefeuille par rapport à la VaR. Mathématiquement, la CVaR est en fait une attente conditionnelle, c'est-à-dire que la perte est supérieure à la perte attendue dans une condition donnée de la VaR. Son expression :

$$CVaR(x) = E[f(x)|f(x) > VaR]. \quad (5)$$

On peut voir que la CVaR peut être calculée en calculant la VaR d'un actif ou d'un portefeuille donné tant qu'elle est soumise à certains intervalles de confiance et hypothèses de distribution.

Supposons que la valeur initiale du portefeuille soit P, que le rendement à la fin de la période de détention soit R et que l'espérance mathématique et la variance de R soient μ et σ^2, à un niveau de confiance donné α, la valeur minimale du portefeuille de clôture est P* = P (1+R*), où R* est le rendement minimum correspondant, alors :

$$VaR = E(P) - P^* = P(1+\mu) - P(1+R^*) = -P(R^* - \mu), \quad (6)$$

soit c le quantile du niveau de confiance α d'une distribution, on a R* = μ - cσ, alors :

$$VaR = E(P) - P^* = -P(\mu - c\sigma - \mu) = c\sigma P. \quad (7)$$

Supposons que la variance conditionnelle obtenue par le modèle ARCH préféré est h_t, la VaR peut être exprimée comme suit :

$$VaR = P_{t-1} c \sqrt{h_t}\,, \qquad (8)$$

où P_{t-1} est le prix de l'actif ou la valeur du portefeuille qui est en retard d'une période.

Selon la définition de la formule (5), soit q un quantile supérieur à c, alors la CVaR peut être obtenue par la formule suivante :

$$CVaR = E[P_{t-1} q \sqrt{h_t} | P_{t-1} q \sqrt{h_t} > P_{t-1} c \sqrt{h_t}]$$

$$= P_{t-1} \sqrt{h_t} E[q > c]$$
$$= -P_{t-1} \sqrt{h_t} E[-q \leq -c]$$
$$= P_{t-1} \sqrt{h_t} \frac{\int_{-\infty}^{-c} -q f(q) dq}{\int_{-\infty}^{-c} f(q) dq}$$
$$= -\frac{P_{t-1} \sqrt{h_t}}{1-\alpha} \int_{-\infty}^{-c} q f(q) dq. \qquad (9)$$

Sous la loi normale :

$$CVaR = -\frac{P_{t-1} \sqrt{h_t}}{1-\alpha} \int_{-\infty}^{-c} q \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{q^2}{2}} dq = \frac{P_{t-1} \sqrt{h_t}}{(1-\alpha)\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{c^2}{2}}. \qquad (10)$$

Sous la loi de *Student* :

$$CVaR = -\frac{P_{t-1}\sqrt{h_t}}{1-\alpha}\int_{-\infty}^{-c} q\,\frac{\Gamma\left(\frac{k+1}{2}\right)}{\sqrt{k\pi}\,\Gamma\left(\frac{k}{2}\right)}\left(1+\frac{q^2}{k}\right)^{-\frac{k+1}{2}}dq$$

$$= \frac{P_{t-1}\sqrt{h_t}}{1-\alpha}\,\frac{\sqrt{k}}{(k-1)\sqrt{\pi}}\,\frac{\Gamma\left(\frac{k+1}{2}\right)}{\Gamma\left(\frac{k}{2}\right)}\left(1+\frac{c^2}{k}\right)^{-\frac{k-1}{2}}. \qquad (11)$$

Dans la distribution *GED* :

$$CVaR = -\frac{P_{t-1}\sqrt{h_t}}{1-\alpha}\int_{-\infty}^{-c} q\,\frac{d\,exp[-\frac{1}{2}|q/\lambda|^d]}{\lambda 2^{\left[\frac{d+1}{d}\right]}\Gamma(\frac{1}{d})}dq, \qquad \lambda = \left[\frac{2^{-\frac{2}{d}}\Gamma(\frac{1}{d})}{\Gamma(\frac{3}{d})}\right]^{\frac{1}{2}}. \qquad (12)$$

2.2 Niveau de risque du marché boursier de Toronto

2.2.1 Source et traitement de données

Sur le marché boursier canadienne, l'indice composé *S&P/TSX* et l'indice composé *S&P/TSX* de croissance sont des reflets exhaustifs et des indices boursiers le plus concernés par les investisseurs. Ce travail sélectionne les prix de fermeture quotidiens de l'indice composé *S&P/TSX* du 3 janvier 2000 au 31 juillet 2018 et l'indice composé *S&P/TSX* de croissance du 11 décembre 2001 au 31 juillet 2018 comme objets pour analyser les caractéristiques statistiques du taux de rendement du marché boursier canadien.

Les données de l'indice boursier proviennent du site Internet *investing.com* et sont traitées et calculées en utilisant *MATLAB R2017b* et *EViews 10*.

2.2.2 Caractéristiques statistiques des taux de rendement des deux indices

La recherche sur la valeur du risque repose sur l'étude du taux de rendement des actifs et il est nécessaire d'interpréter les caractéristiques du rendement des actifs. Le marché boursier désigne généralement le taux de rendement logarithmique du titre comme le taux de rendement boursier. La recherche suggère que la volatilité du marché boursier est un processus de marche aléatoire, donc la recherche sur les rendements boursiers repose principalement sur les rendements logarithmiques. De plus, le taux de rendement logarithmique a de bonnes caractéristiques statistiques : la somme des taux de rendement pour chaque période successive est égale au taux de rendement pour toute la période et il est favorable au calcul du taux de rendement sous condition de division du temps de négociation boursier. Formule de calcul :

$$r_{t+1} = log(P_{t+1}) - log(P_t), \tag{13}$$

où r_{t+1} est le taux de rendement logarithmique, P_{t+1} et P_t sont les prix de clôture de l'actif sur jours t+1 et t.

Les taux de rendement quotidiens du marché boursier de Toronto sont calculés sur l'indice composé *S&P/TSX* et sur l'indice composé *S&P/TSX* de croissance basé du formule (13). Les tendances de variation de ces deux taux de rendement sont illustrées à la figure 2.1 et à la figure 2.2 :

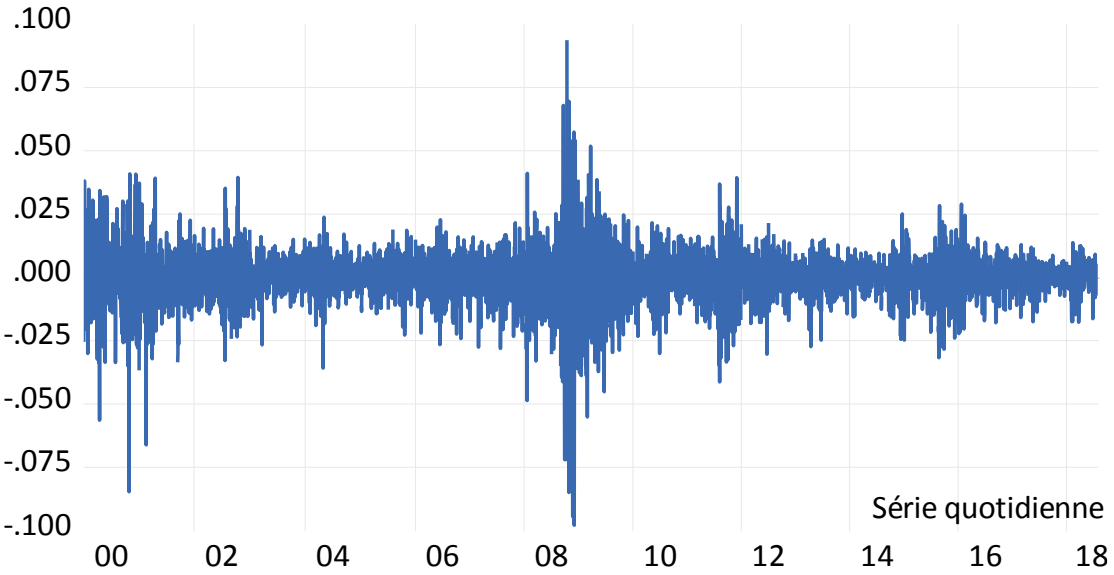


Figure 2.1 Taux de rendement logarithmiques de la Bourse de Toronto – Indice composé *S&P/TSX*

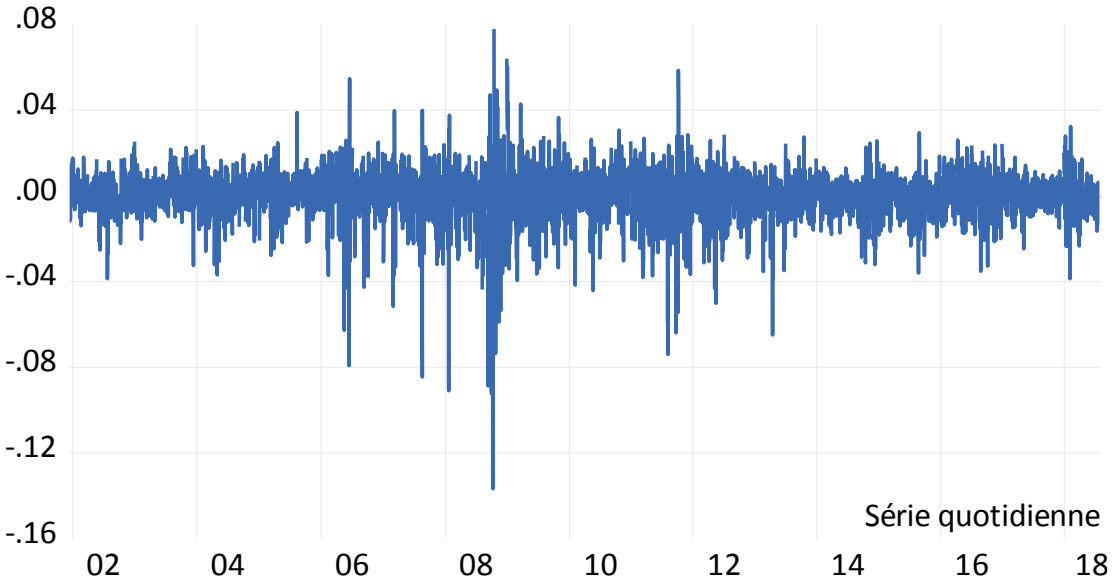


Figure 2.2 Taux de rendement logarithmiques de la Bourse de Toronto - Indice composé *S&P/TSX* de croissance

Ici, on peut remarquer qu'il y a un phénomène d'agrégation sur les fluctuations dans les deux indices boursiers. Afin d'étudier les caractéristiques des rendements, les résultats de l'analyse statistique de base des rendements logarithmiques deux indices boursiers sont montrés comme dans la figure 2.3 et la figure 2.4 :

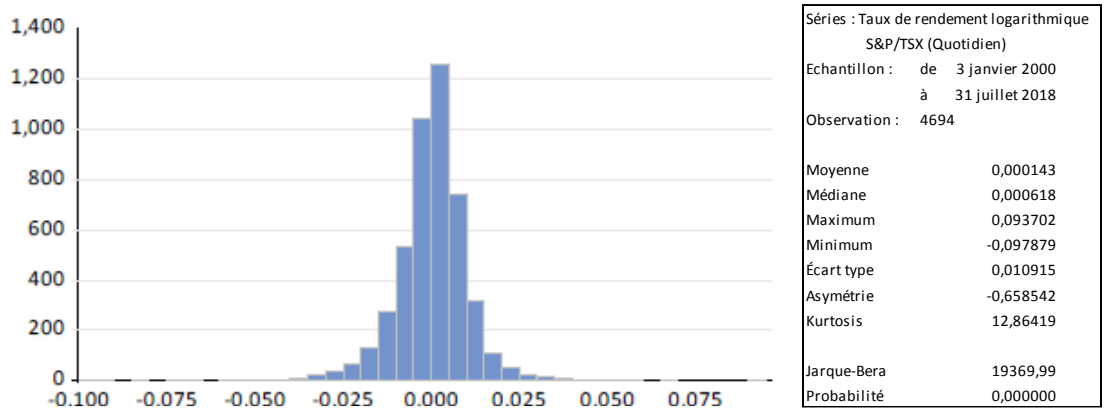


Figure 2.3 Distribution des taux de rendement de la Bourse de Toronto - Indice composé *S&P/TSX*

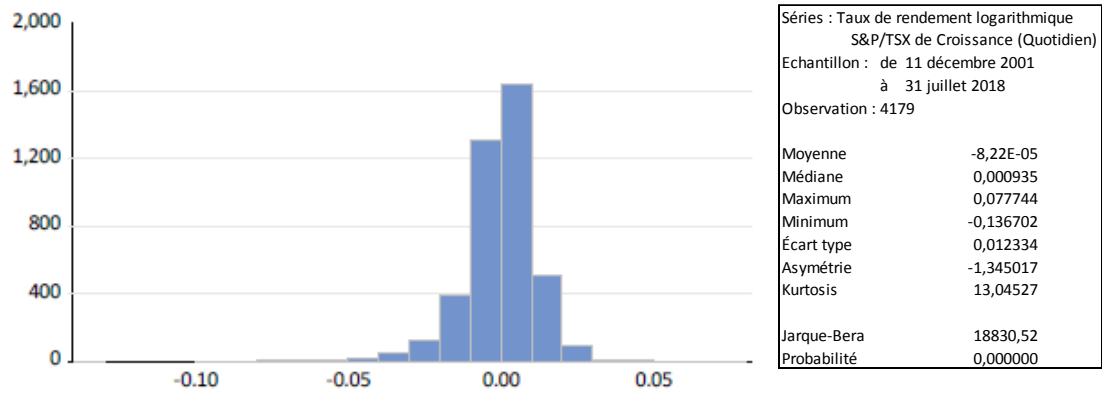


Figure 2.4 Distribution des taux de rendement de la Bourse de Toronto - Indice composé *S&P/TSX* de croissance

Selon la figure 2.3 et la figure 2.4, la distribution des taux de rendement de l'indice composé *S&P/TSX* présente une asymétrie de -0,6585 et un kurtosis de 12,8642, celle

des taux de rendement de l'indice composé *S&P/TSX* de croissance présente une asymétrie de -1,3450 et un kurtosis de 13,0453. Tous les chiffres indiquent que les deux distributions ne sont pas normalement distribuées (la valeur de kurtosis> 3) et elles ont des queues allongées vers la gauche (la valeur d'asymétrie< 0). Les grandes valeurs de kurtosis indiquent également que la volatilité des rendements des deux indices boursiers est forte. A partir de JB-test, nous avons la même conclusion. Les deux JB-Stats sont respectivement de 19369,99 et de 18830,52 qui sont beaucoup plus grands que les valeurs critiques (9,4260 et 9.4516 sous la condition que le niveau significatif est de 1 % ; 5,9802 et 5,9788 sous la condition que le niveau significatif est de 5 % ; 4,5710 et 4,5670 sous la condition que le niveau significatif est de 10 %). On conclut ici que le rendement du marché boursier a la caractéristique d'asymétrie et de queue épaisse.

Ce résultat-là est cohérent avec les conclusions tirées des études précédentes. Mandelbrot et Hudson (2004) ont analysé les données du *Dow Jones Industrial Average* de 1916 – 2012, les changements quotidiens de l'indice ne sont pas d'accord avec la loi normale. Ils ont la même conclusion sur le marché des changes après leur recherche sur le dollar, l'euro, le yen, le livre, le peso, le zloty et le real brésilien.

Avant d'analyser les rendements mentionnés ci-dessus, la méthode *ADF*[2] a été utilisée pour tester leur stabilité et les résultats sont dans le tableau 2.1 et le tableau 2.2.

Selon ces deux tableaux, les séries de rendements logarithmiques des deux indices boursières sont tous stationnaires au niveau de confiance de 99 %.

[2] Test augmenté de Dickey-Fuller. En anglais : *augmented Dickey–Fuller test.*

Tableau 2.1 Test *ADF* des taux de rendement logarithmiques de la Bourse de Toronto - Indice composé *S&P/TSX*

		t-Statistique	Prob.*
Statistique de test ADF		-50,93978	0.0000
Valeur critique	Niveau 1%	-3,431561	
	Niveau 5%	-2,861960	
	Niveau 10%	-2,567036	

Tableau 2.2 Test *ADF* des taux de rendement logarithmiques de la Bourse de Toronto - Indice composé *S&P/TSX* de croissance

		t-Statistique	Prob.*
Statistique de test ADF		-26,96372	0.0000
Valeur critique	Niveau 1%	-3,431732	
	Niveau 5%	-2,862036	
	Niveau 10%	-2,567077	

2.2.3 Établissement du modèle ARCH des taux de rendement

La base de mesure exacte de la VaR est de mesurer avec précision la volatilité du rendement des actifs à risque. À partir de l'analyse de la section précédente, nous pouvons voir que les rendements des marchés boursiers montrent un phénomène d'agrégation de volatilité, c'est-à-dire qu'il existe une variance conditionnelle. Pour le phénomène d'agrégation de volatilité, le modèle ARCH peut être utilisé pour la caractérisation.

2.2.3.1 Choix du modèle ARCH pour les rendements logarithmiques

Sur le marché des capitaux, les asymétries se produisent souvent : le mouvement des actifs à la baisse s'accompagne généralement d'un mouvement plus intense à la

hausse. La réaction du marché boursier aux « bonnes nouvelles » et aux « mauvaises nouvelles » a été largement discutée. Cette étude joue un rôle important dans l'établissement des prix des actifs boursiers, la structure du portefeuille et les positions de risque. L'étude a révélé que l'impact des « bonnes nouvelles » et des « mauvaises nouvelles » sur la volatilité du cours des actions est déséquilibré.

Pour interpréter ce phénomène, Engle et Ng (1993) tirent des lignes asymétriques de bonnes nouvelles et de mauvaises nouvelles pour caractériser les effets asymétriques du marché des capitaux et permettent à la volatilité de refléter le déclin du marché plus rapidement que la montée du marché, ce phénomène est également connu sous le nom d'effet de levier. Les chercheurs antérieurs ont constaté que le comportement boursier avait aussi la caractéristique d'effet de levier : l'impact négatif est plus susceptible de provoquer une fluctuation du marché que l'impact positif. Dans les modèles ARCHs, TARCH, EGARCH et PARCH peuvent bien décrire cet effet de levier. Ce travail simulera les trois modèles ci-dessus pour s'adapter à la volatilité des rendements boursiers de Toronto, et sur cette base, le meilleur modèle sera choisi pour décrire les rendements boursiers.

La théorie financière montre que les actifs à risque plus élevé peuvent obtenir de meilleurs rendements, c'est-à-dire plus le risque est élevé, plus le rendement attendu est élevé. Dans le type du modèle ARCH, la variance conditionnelle peut être utilisée pour représenter le risque attendu, un tel modèle s'appelle le modèle de régression de la moyenne d'ARCH ou ARCH-M. Selon le modèle MEDAF, ce travail introduit la variance conditionnelle, l'écart-type et le logarithme naturel de la variance du rendement boursier dans les modèles d'études pour décrire la relation entre le rendement boursier et son risque.

La distribution des termes de perturbations aléatoires dans le type du modèle ARCH a généralement trois hypothèses sur la distribution : la loi normale, la loi de *Student* et la distribution *GED*. Comme cela mentionné ci-dessus, les taux de rendement de la Bourse de Toronto - Indice composé *S&P/TSX* et ceux de la Bourse de Toronto - Indice composé *S&P/TSX* de croissance ont la caractéristique d'asymétrie et de queue épaisse et n'a pas les caractéristiques statistiques de la loi normale. Dans la recherche d'aujourd'hui, les chercheurs ont obtenu de bons résultats par utilisation de la loi de *Student* et de la distribution *GED*. Ce travail comparera la loi de *Student* et la distribution *GED* sur les différents modèles d'ARCH-M selon les caractéristiques de la période sélectionnée pour trouver le modèle optimal de caractériser la fluctuation du taux de rendement.

Le processus ci-dessous peut être choisi pour un meilleur modèle d'ARCH-M :

a) Identifier les termes autorégressifs de l'équation de la valeur moyenne par les statistiques Q sous les conditions des différentes hypothèses de distribution et des différentes hypothèses de terme M ;

b) Effectuer un test ARCH sur chaque résidu de chaque modèle ;

c) Estimer les modèles TARCH-M, EGARCH-M et PARCH-M sur les différentes distributions, et puis, tester les coefficients de ces modèles ;

d) Trouver le meilleur modèle d'ARCH d'après des caractéristiques statistiques comme AIC, BIC et Log-vraisemblance, etc.

2.2.3.2 Meilleur modèle

Pour Indice composé *S&P/TSX*, le modèle EGARCH a obtenu de bons résultats, les modèles TARCH et PARCH n'ont pas réussi le test des coefficients. Ensuite, en fonction de statistiques telles que Log-vraisemblance, AIC et BIC, le modèle optimal est sélectionné. Les caractéristiques statistiques pour chaque modèle sont dans le tableau 2.3.

Tableau 2.3 Caractéristiques statistiques du taux de rendement logarithmique du modèle EGARCH-M - Indice composé *S&P/TSX*

Modèle	Distribution	M	AIC	BIC	Log vraisemblance
EGARCH	Student	Ln(Variance)	-6,733026	-6,722020	15800,31
		Écart type	-6,732411	-6,721405	15798,87
		Variance	-6,731866	-6,720860	15797,59
	GED	Ln(Variance)	-6,731760	-6,720754	15797,34
		Écart type	-6,731435	-6,720429	15796,58
		Variance	-6,730848	-6,719843	15795,20

Dans le cadre de cette étude, le modèle EGARCH dont l'équation moyenne avec le logarithme naturel de la variance conditionnelle dans l'hypothèse de la loi de *Student* est optimale pour décrire le taux de rendement logarithmique du marché boursier de Toronto - Indice composé *S&P/TSX*. *Log* décrit le logarithme naturel dans les équations.

Équation pour la moyenne :

$$r_t = C(1)Log(\text{GARCH}) + C(2)r_{t-3} + C(3)\varepsilon_{t-3} + \varepsilon_t, \quad (14)$$

Équation pour la variance :

$$Log(GARCH) = C(4) + C(5)\left|\frac{\text{RESID}(-1)}{\sqrt{\text{GARCH}(-1)}}\right| + C(6)\frac{\text{RESID}(-1)}{\sqrt{\text{GARCH}(-1)}} + C(7)Log(GARCH(-1)), \quad (15)$$

Tableau 2.4 Estimateurs des coefficients du taux de rendement logarithmique sur modèle EGARCH-M avec la loi de *Student* - Indice composé *S&P/TSX*

Variable	Coefficient	Écart type	z-Statistique	Prob.
LOG(GARCH)	-4,34E-05	1,00E-05	-4,326119	0,0000
AR(3)	-0,975083	0,008664	-112,5437	0,0000
MA(3)	0,982807	0,007116	138,1191	0,0000
Équation de variance				
C(4)	-0,204361	0,023397	-8,734696	0,0000
C(5)	0,124086	0,013207	9,395732	0,0000
C(6)	-0,086558	0,008700	-9,949129	0,0000
C(7)	0,988972	0,001952	506,7678	0,0000
T-DIST. DOF	9,767011	1,241732	7,865633	0,0000

Méthode : ARCH LM – Distribution de la loi de *Student*

La série des variances conditionnelles du taux de rendement logarithmique de la Bourse de Toronto - Indice composé *S&P/TSX* sont obtenues dans la figure 2.5.

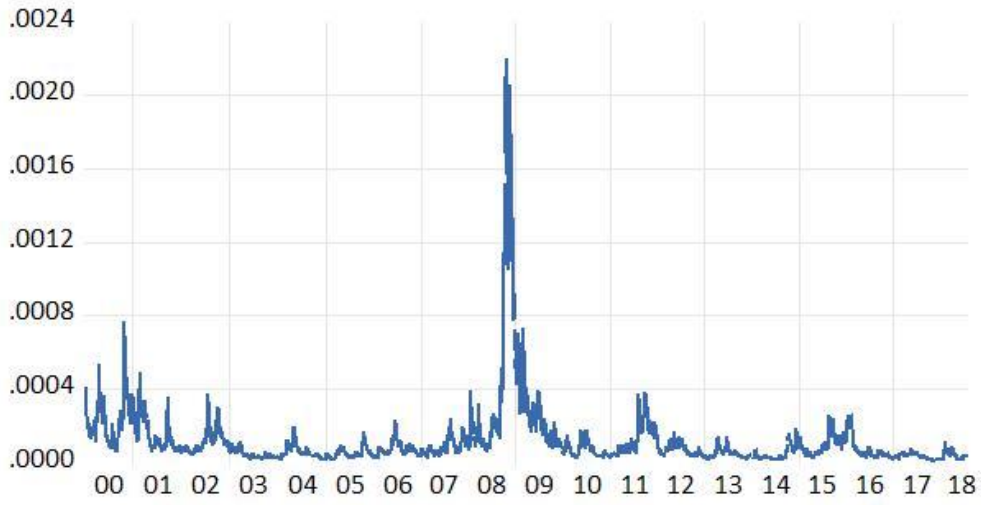


Figure 2.5 Variance conditionnelle du taux de rendement logarithmique sur modèle EGARCH-M avec la loi de *Student* - Indice composé *S&P/TSX*

Pour Indice composé *S&P/TSX* de croissance, les modèles TARCH et EGARCH ont obtenu de bons résultats, mais le modèle PARCH n'a pas réussi le test des coefficients. Ensuite, en fonction de statistiques telles que Log-vraisemblance, AIC et BIC, le modèle optimal est sélectionné. Les caractéristiques statistiques pour chaque modèle sont dans le tableau 2.5.

Tableau 2.5 Caractéristiques statistiques du taux de rendement logarithmique du modèle EGARCH-M et du TARCH-M - Indice composé *S&P/TSX* de croissance

Modèle	Distribution	M	AIC	BIC	Log vraisemblance
TARCH	Student	Ln(Variance)	Test de coefficient échoué		
		Écart type	-6,345304	-6,333167	13260,17
		Variance	-6,344217	-6,332079	13257,90
	GED	Ln(Variance)	-6,339720	-6,327582	13248,50
		Écart type	-6,338956	-6,326818	13246,91
		Variance	-6,337273	-6,325135	13243,39
EGARCH	Student	Ln(Variance)	-6,332819	-6,332819	13259,44
		Écart type	-6,344330	-6,332192	13258,13
		Variance	-6,344220	-6,332082	13257,90
	GED	Ln(Variance)	-6,338494	-6,326357	13245,95
		Écart type	-6,337925	-6,325788	13244,76
		Variance	-6,336437	-6,324299	13241,65

Dans l'horizon de cette étude, le modèle TARCH dont l'équation moyenne avec l'écart-type conditionnelle dans l'hypothèse de la loi de *Student* est optimal pour décrire le taux de rendement logarithmique du marché boursier de Toronto - Indice composé *S&P/TSX* de croissance. Dans les équations ci-dessous, LOG décrit le logarithme naturel.

Équation pour la moyenne :

$$r_t = C(1)\sqrt{\text{GARCH}} + C(2)r_{t-2} + C(3)\varepsilon_{t-2} + \varepsilon_t, \quad (16)$$

Équation pour la variance :

$$\text{GARCH} = C(4) + C(5)(\text{RESID}(-1))^2 + C(6)(\text{RESID}(-1))^2(\text{RESID}(-1) < 0) + C(7)\text{GARCH}(-1), \quad (17)$$

Tableau 2.6 Estimateurs des coefficients du taux de rendement logarithmique sur modèle TARCH-M avec la loi de *Student* - Indice composé *S&P/TSX* de croissance

Variable	Coefficient	Écart type	z-Statistique	Prob.
SQRT(GARCH)	0,074403	0,018294	4,067003	0,0000
AR(2)	0,641670	0,094734	6,773364	0,0000
MA(2)	-0,566060	0,102455	-5,524942	0,0000
Équation de variance				
C(4)	8,03E-06	1,21E-06	6,655825	0,0000
C(5)	0,122998	0,022081	5,570435	0,0000
C(6)	0,081468	0,024274	3,356212	0,0000
C(7)	0,775385	0,019864	39,03391	0,0000
T-DIST. DOF	6,313239	0,571747	11,04201	0,0000

Méthode : ARCH LM – Distribution de la loi de *Student*

La série des variances conditionnelles du taux de rendement logarithmique de la Bourse de Toronto - Indice composé *S&P/TSX* de croissance sont obtenues dans la figure 2.6.

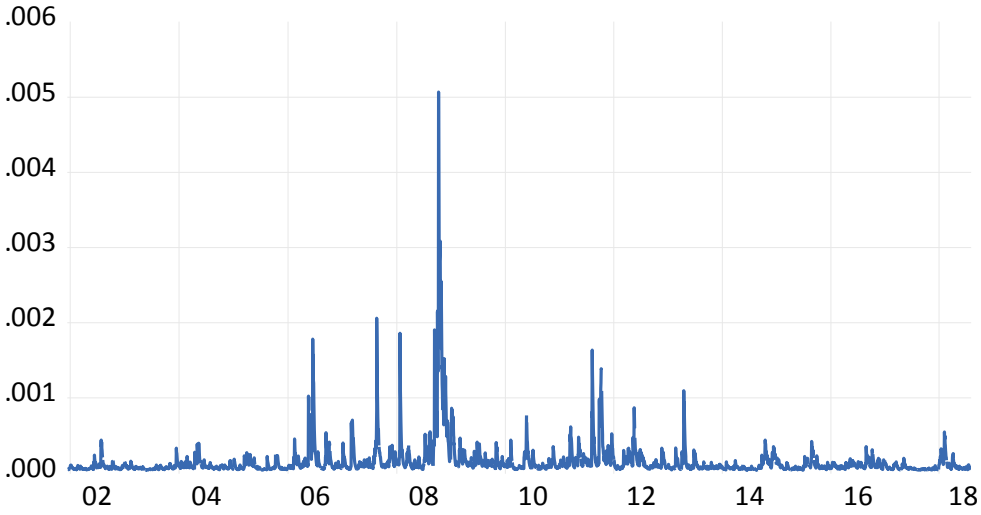


Figure 2.6 Variance conditionnelle du taux de rendement logarithmique sur modèle TARCH-M avec la loi de *Student* - Indice composé *S&P/TSX* de croissance

2.2.4 Mesure et caractéristiques statistiques du risque de la Bourse de Toronto

Pour l'indice composé *S&P/TSX*, selon les variances conditionnelles obtenues par le calcul ci-dessus, dans l'hypothèse de la loi de *Student*, la valeur du degré de liberté *k* est 9,767011. Au niveau de confiance de 99 %, la valeur du quantile *c* est de 2,775979, par la formule (11), la CVaR de la Bourse de Toronto - Indice composé *S&P/TSX* est obtenue dans la figure 2.7.

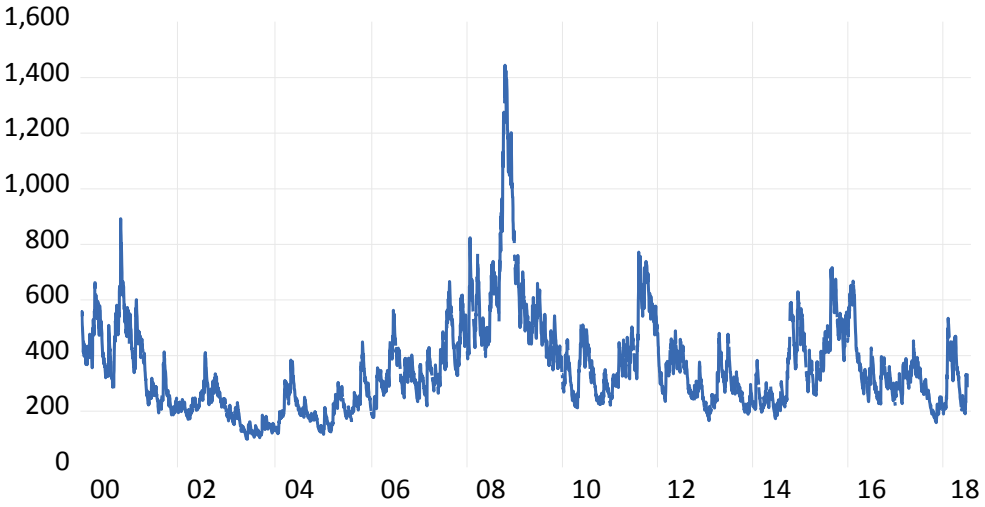


Figure 2.7 CVaR de la Bourse de Toronto - Indice composé *S&P/TSX*

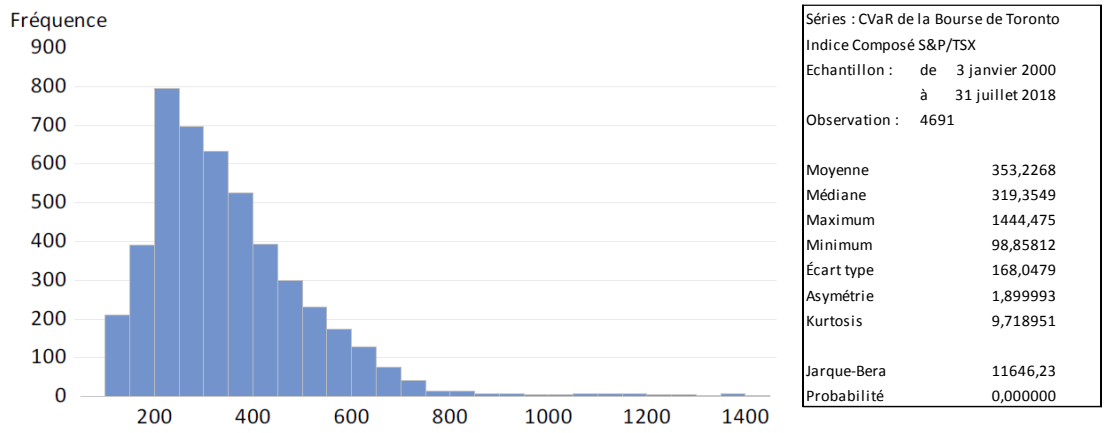


Figure 2.8 Distribution des CVaRs de la Bourse de Toronto - Indice composé S&P/TSX

Pour Indice composé *S&P/TSX*, selon les variances conditionnelles obtenues par le calcul ci-dessus, dans l'hypothèse de la loi de *Student*, la valeur du degré de liberté *k* est de 6,313239. Au niveau de confiance de 99 %, la valeur du quantile *c* est de 3,091142, par la formule (11), la CVaR de la Bourse de Toronto - Indice composé *S&P/TSX* de croissance est obtenue dans la figure 2.9.

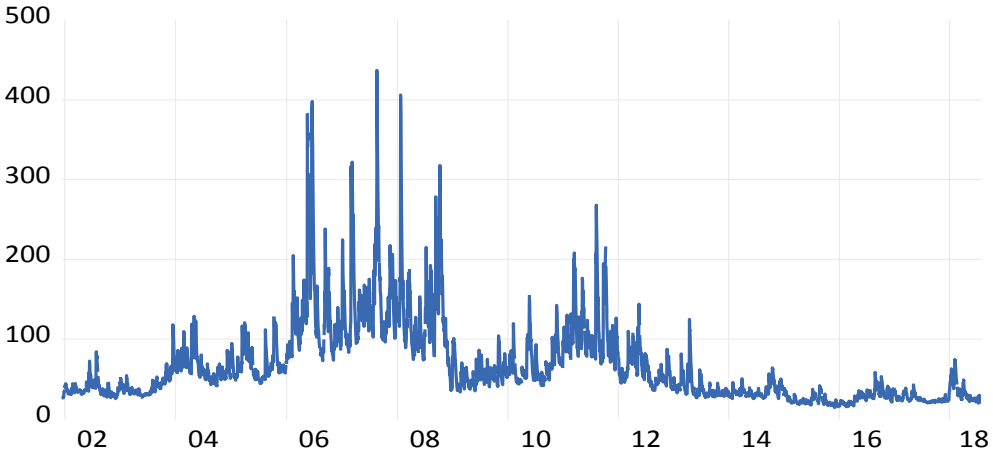


Figure 2.9 CVaR de la Bourse de Toronto - Indice composé *S&P/TSX* de croissance

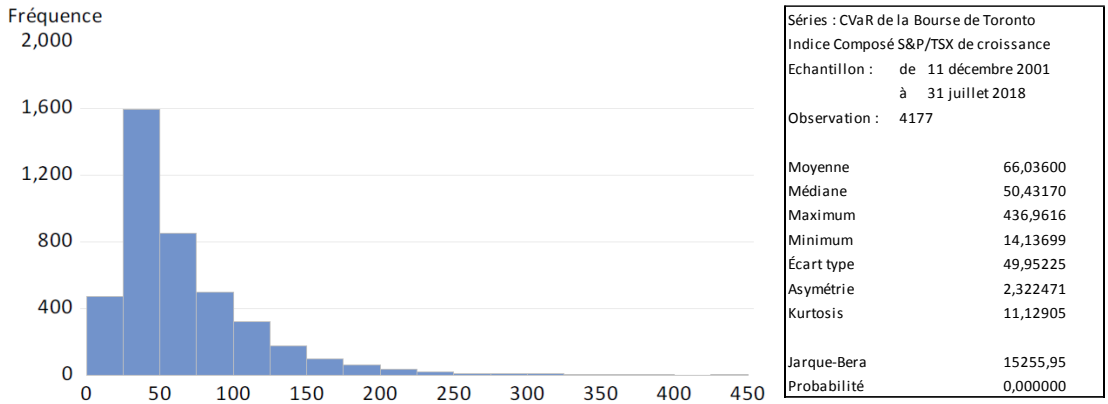


Figure 2.10 Distribution des CVaRs de la Bourse de Toronto - Indice composé *S&P/TSX* de croissance

Ainsi, le niveau de risque du marché boursier de Toronto calculé par CVaR ne correspond pas à la loi normale.

CHAPITRE III

ÉTUDE EMPIRIQUE DE L'IMPACT DE LA POLITIQUE MONÉTAIRE SUR LE RISQUE DE LA BOURSE DE TORONTO : LA MÉTHODE D'ÉTUDE D'ÉVÉNEMENT

En général, les investisseurs répondront à la divulgation de l'information, ils auront un nouveau jugement sur la valeur de l'investissement interne du marché, ce qui se reflète dans la variation du taux de rendement. L'étude suivante concerne donc la question si l'ajustement des taux d'intérêt aura un impact sur le risque du marché boursier.

3.1 Vue d'ensemble de la méthodologie proposée

3.1.1 Étude d'événement

Dans les études de l'impact des ajustements de politique économique sur le marché boursier, il y a deux façons de trouver la réaction du marché boursier aux ajustements de politique. La première consiste à rechercher les points de fluctuation anormaux du marché boursier sur lui-même et à vérifier s'il existe des ajustements de la politique économique avant et après les points de fluctuation anormaux. Si c'est le cas, la volatilité est considérée comme étant causée par l'intervention de la politique, sinon la volatilité du marché n'est pas le résultat de la politique. La deuxième consiste à examiner les changements dans les tendances du marché avant et après les

ajustements de la politique pour tester si le marché boursier est affecté par l'intervention politique, et la mesure dans laquelle cet effet peut être obtenu. Cette méthode s'appelle « Étude d'événement ». Elle a été proposée pour la première fois par Fama, Roll et coll. en 1969, et maintenant, elle est devenue une méthode statistique de mesure couramment utilisée dans le domaine de l'économie financière.

Le principe de base de la méthode d'Étude d'événement est de sélectionner les événements susceptibles d'affecter l'objet de recherche en fonction de l'objectif de l'étude et d'examiner les changements observés dans l'échantillon pendant une période donnée avant et après l'événement. Dans le même temps, la méthode d'Étude d'événement permet d'étudier les caractéristiques des observations d'échantillons avant et après l'événement, puis d'étudier les changements des caractéristiques des observations d'échantillons. Ce travail vise à étudier l'impact des événements d'ajustement de la politique monétaire sur le niveau de risque boursier, tout en cherchant à déterminer si les risques de marché répondront à l'avance aux ajustements de politique monétaire.

Lors de l'application de l'Étude d'événement pour effectuer des recherches, il faut déterminer d'abord l'événement et la période d'événement. Autrement dit, selon le but de recherche, l'ajustement de la politique susceptible d'affecter la valeur d'observation est sélectionné comme événement et les valeurs d'observation de plusieurs jours de bourse consécutifs avant et après l'événement sont sélectionnés comme objet de recherche. La période sélectionnée est appelée la période de l'événement. Parmi eux, la période précédant l'événement est appelée période de prétest et la période après l'événement s'appelle la période de post test.

Comme indiqué sur la figure 3.1, t = T_2 est la date de changement de la politique économique. [t = T_0, t=T_1] est la période d'estimation, [t = T_1, t=T_2] est la période de pré-test, [t = T_2, t=T_3] est la période de post test.

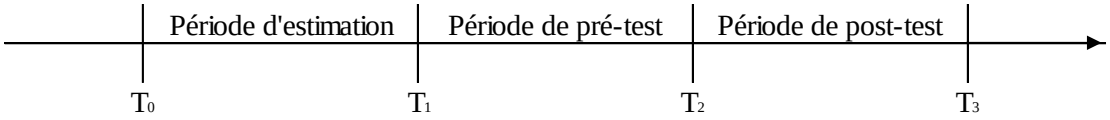


Figure 3.1 Schéma de l'étude d'événement

L'hypothèse de la méthode d'Étude d'événement est que lorsque l'événement n'a pas d'impact, c'est-à-dire qu'il n'y a pas de différence entre la valeur d'observation de l'échantillon pendant la période d'événement et la valeur d'observation de l'échantillon lorsqu'aucun événement ne se produit. À ce moment, les observations de l'échantillon sont appelées observations normales. La détermination des observations normales constitue la base de l'application de l'Étude d'événements. Au cours de la recherche, les observations de plusieurs jours de bourse avant la date de changement de la politique économique sont généralement sélectionnées comme échantillons. Les observations normales pendant la période de l'événement sont estimées à travers divers modèles. La différence entre la valeur observée dans la période d'événements et la valeur observée normale est appelée écart anormal. On peut vérifier si l'événement politique a un impact sur le marché en détectant si l'écart anormal est nul.

3.1.2 Test non paramétrique

Les recherches existantes sur le marché boursier utilisant la méthode d'Étude d'événement restent principalement sur l'impact de l'événement sur le changement du taux de rendement boursier, et la méthode de test est basée sur l'hypothèse que le

taux de rendement boursier est conforme à la loi normale. D'après l'analyse précédente, on sait que les séries de rendements boursiers de Toronto et de sa CVaR ne sont pas normalement distribuées. Donc, le test basé sur l'hypothèse de distribution normale n'est pas approprié pour détecter la séquence de la CVaR de la bourse de Toronto. L'impact des événements d'ajustement des politiques ne peut être étudié que par des tests non paramétriques. La méthode de test non paramétrique n'implique pas la distribution et la participation de la population au processus d'inférence. Elle ne nécessite pas de conditions préalables strictes en matière d'application et comporte un large éventail d'applications. Alors, cela est une des méthodes de base de l'inférence statistique.

3.1.2.1 Test de Friedman

Le test de Friedman, ou l'analyse de variance de Friedman (ANOVA[3]), également connue sous le nom d'analyse de variance de Friedman par rangs. Pour effectuer ce test, les données doivent être organisées de la même manière que l'analyse de variance. Plus précisément, la valeur de chaque niveau du facteur de mesure répété doit être incluse dans une variable distincte. Le test considère que les variables étudiées sont mesurées dans l'ordre (c'est-à-dire par rang). L'hypothèse nulle indique que différents échantillons proviennent de la même population, ou plutôt de populations avec la même médiane. Par conséquent, l'interprétation des résultats de cette procédure est similaire à celle de l'analyse de variance de mesures répétée.

Si l'ajustement de la politique monétaire a un impact sur la CVaR du marché boursier, cet effet doit se manifester par une augmentation ou une diminution du niveau de risque pendant la période d'inspection. Cette augmentation ou cette

[3] Analyse de la variance, en anglais : *analysis of variance*

diminution traduit un changement de la valeur moyenne de CVaR. Dans ce travail, le jour d'annonce de l'ajustement du taux cible de la Banque du Canada est considéré comme le jour d'événement[4]. Les 10 jours de bourse avant le jour d'événement sont utilisés comme période de pré-test. Le jour d'événement et les 9 jours de bourse suivants sont utilisés comme périodes de post test. Sur cette base, le test de Friedman de la CVaR se fait sur les trois périodes. Si une différence significative entre les trois périodes de la CVaR est détectée, les événements de la politique monétaire ont un impact sur le risque boursier.

3.1.2.2 Test des rangs signés de Wilcoxon

L'idée de base du test de rang signé de Wilcoxon pour deux échantillons appariés est que, selon la méthode du test de symbole, les observations du deuxième ensemble d'échantillons sont soustraites des observations correspondantes. Si la différence est positive, elle est marquée comme un signe positif. Sinon, il est enregistré comme un signe négatif. Les différences sont classées par ordre croissant et le rang de la variable de différence est trouvé. Ensuite, il faut calculer le rang positif W^+ et le rang négatif et W^-. Si W^+ et W^- sont à peu près équivalents, il n'y a pas de différence significative entre les deux populations appariées.

L'hypothèse nulle du test de rang signé de Wilcoxon est qu'il n'y a pas de différence significative dans la distribution des deux populations des deux échantillons appariés.

[4] Si le jour de d'annonce de l'ajustement du taux cible de la Banque du Canada n'est pas un jour de bourse, le jour de bourse suivant est choisi comme le jour d'événement.

S’il a été vérifié que les ajustements de politique monétaire ont un impact sur la CVaR, cet effet peut se manifester avant les ajustements de la politique ou après les ajustements de la politique.

Le test des rangs signés Wilcoxon des deux échantillons appariés peut être utilisé pour tester si le marché boursier a une anticipation de l’ajustement de la politique monétaire en testant la période d’estimation et la période de pré-test. Dans le même temps, l’ajustement aux attentes du marché boursier peut également être étudié en examinant la CVaR avant et après l’événement.

3.2 Analyse empirique de l’impact du changement des taux d’intérêt sur le risque du marché boursier de Toronto

Pour l’indice composé S&P/TSX, de janvier 2000 à juillet 2018, selon les données de la Banque du Canada, le taux cible du financement a subi 51 ajustements. Pour l’indice composé S&P/TSX de croissance, de décembre 2001 à juillet 2018, le taux cible du financement a subi 39 ajustements.

Tableau 3.1 List d'ajustement du taux cible de la Banque du Canada

Numéro	Date	Taux cible	Modification	Numéro	Date	Taux cible	Modification
1	2000-02-03	5,00	0,25	27	2005-12-06	3,25	0,25
2	2000-03-22	5,25	0,25	28	2006-01-24	3,50	0,25
3	2000-05-17	5,75	0,50	29	2006-03-07	3,75	0,25
4	2001-01-23	5,50	-0,25	30	2006-04-25	4,00	0,25
5	2001-03-06	5,00	-0,50	31	2006-05-24	4,25	0,25
6	2001-04-17	4,75	-0,25	32	2007-07-10	4,50	0,25
7	2001-05-29	4,50	-0,25	33	2007-12-04	4,25	-0,25
8	2001-07-17	4,25	-0,25	34	2008-01-22	4,00	-0,25
9	2001-08-28	4,00	-0,25	35	2008-03-04	3,50	-0,50
10	2001-09-17	3,50	-0,50	36	2008-04-22	3,00	-0,50
11	2001-10-23	2,75	-0,75	37	2008-10-08	2,50	-0,50
12	2001-11-27	2,25	-0,50	38	2008-10-21	2,25	-0,25
13	2002-01-15	2,00	-0,25	39	2008-12-09	1,50	-0,75
14	2002-04-16	2,25	0,25	40	2009-01-20	1,00	-0,50
15	2002-06-04	2,50	0,25	41	2009-03-03	0,50	-0,50
16	2002-07-16	2,75	0,25	42	2009-04-21	0,25	-0,25
17	2003-03-04	3,00	0,25	43	2010-06-01	0,50	0,25
18	2003-04-15	3,25	0,25	44	2010-07-20	0,75	0,25
19	2003-07-15	3,00	-0,25	45	2010-09-08	1,00	0,25
20	2003-09-03	2,75	-0,25	46	2015-01-21	0,75	-0,25
21	2004-03-02	2,25	-0,50	47	2015-07-15	0,50	-0,25
22	2004-04-13	2,00	-0,25	48	2017-07-12	0,75	0,25
23	2004-09-08	2,25	0,25	49	2017-09-06	1,00	0,25
24	2004-10-19	2,50	0,25	50	2018-01-17	1,25	0,25
25	2005-09-07	2,75	0,25	51	2018-07-11	1,50	0,25
26	2005-10-18	3,00	0,25				

3.3 Test de signification

En termes de test de signification, le jour d'annonce de l'ajustement du taux cible de la Banque du Canada est considéré comme le jour d'événement. Les 10 jours de bourse avant le jour d'événement sont utilisés comme période de pré-test. Le jour d'événement et les 9 jours de bourse suivants sont utilisés comme périodes de post test. Les 10 jours de bourse précédant la période de pré-test constituent la période d'estimation.

Premièrement, le test de Friedman a été effectué sur le CVaR des trois périodes. S'il existe une différence significative de la CVaR entre ces trois périodes, les événements de la politique monétaire auront un impact sur le risque boursier. Ensuite, sur la base de la période d'estimation, les valeurs de la CVaR de la période de pré-test et de la

période de post test sont respectivement détectées par le test de classement signé Wilcoxon des deux échantillons appariés. Si des différences significatives sont détectées pendant la période d'estimation et la période de pré-test, cet ajustement de la politique monétaire est conforme aux attentes du marché, c'est-à-dire que le marché a réagi avant l'ajustement de la politique. Enfin, si l'ajustement est conforme aux attentes du marché, la réponse du marché à cet ajustement de la politique sera étudiée pendant la période de post test. Si aucune différence significative n'est détectée, le marché boursier a complètement digéré cet ajustement avant le jour d'événement. Le processus du test non paramétrique est calculé en utilisant *SPSS25*.

3.3.1 Impact de la politique monétaire sur le risque (CVaR) de la Bourse de Toronto – Indice composé *S&P/TSX*

Pour l'indice composé *S&P TSX*, les statistiques du test de Friedman et du test des rangs signés de Wilcoxon sont omises. Les valeurs correspondantes sont indiquées :

Tableau 3.2 Valeur P du test du changement de risque pour l'Indice composé *S&P/TSX* avant après ajustement du taux cible de la Banque du Canada

Numéro	Jours d'intervalle avec le dernier adjust du taux	Test de Friedman	Test des rangs signés de Wilcoxon	
			Entre période d'estimation et période de pré-test	Entre période d'estimation et périodes de post-test
1		0,000	0,008	0,008
2	33	0,025	0,005	0,959
3	40	0,000	0,005	0,005
4	176	0,000	0,169	0,005
5	30	0,001	0,007	0,028
6	29	0,000	0,139	0,005
7	30	0,000	0,005	0,005
8	35	0,002	0,007	0,005
9	30	0,025	0,445	0,037
10	11	0,000	0,005	0,005
11	26	0,000	0,005	0,005
12	19	0,000	0,005	0,005
13	39	0,002	0,005	0,013
14	64	0,001	0,139	0,005
15	35	0,001	0,005	0,285
16	30	0,001	0,508	0,005
17	162	0,000	0,005	0,093
18	30	0,001	0,203	0,005
19	64	0,000	0,005	0,005
20	35	0,000	0,005	0,005
21	127	0,027	0,059	0,013
22	29	0,001	0,007	0,005
23	105	0,000	0,005	0,005
24	29	0,007	0,799	0,005
25	225	0,061	0,074	0,959
26	28	0,000	0,005	0,005
27	35	0,007	0,028	0,005
28	32	0,025	0,959	0,005
29	30	0,497	0,203	0,386
30	34	0,000	0,013	0,005
31	20	0,006	0,074	0,005
32	284	0,002	0,017	0,022
33	102	0,007	0,333	0,037
34	32	0,008	0,508	0,005
35	29	0,020	0,005	0,203
36	34	0,001	0,005	0,005
37	117	0,000	0,005	0,005
38	8	0,001	0,005	0,005
39	35	0,001	0,575	0,005
40	27	0,007	0,017	0,005
41	29	0,007	0,093	0,005
42	34	0,003	0,037	0,007
43	279	0,000	0,005	0,005
44	34	0,025	0,285	0,799
45	34	0,000	0,093	0,005
46	1096	0,014	0,203	0,028
47	121	0,001	0,005	0,005
48	500	0,000	0,059	0,005
49	38	0,301	0,037	0,028
50	91	0,061	0,285	0,646
51	121	0,001	0,005	0,005

Dans un intervalle de confiance à 95 %, par le test de Friedman, on sait que la plupart des ajustements de la politique monétaire (47 sur 51) ont eu un impact sur le risque de la Bourse de Toronto – Indice composé *S&P/TSX*. Pour les 4 autres ajustements de la politique monétaire qui n'ont pas de choc au risque boursier, par le test des rangs

signés de Wilcoxon, il y en a 3 qui n'ont pas de réaction à l'avance ni de réaction en arrière. Seuls les résultats du test de Friedman et du test des rangs signés de Wilcoxon pour l'ajustement du 6 septembre 2017 sont contradictoires.

Pour les 47 ajustements mentionnés ci-dessus sur lesquels il y a l'impact de la politique monétaire sur la risque de la Bourse de Toronto, il y en a 30 dont la valeur du risque boursier mesurée par CVaR a pré-réagi, autrement dit, le marché boursier a prédit que le taux cible sera ajusté et que des ajustements adaptatifs seront effectués à l'avance. Dans un autre aspect, pour ces 30 ajustements dans lesquels il présente ont la réaction à l'avance, il y en a seulement 3 sur lesquels le risque boursier a été complètement digéré au préalable.

3.3.2 Impact de la politique monétaire sur le risque (CVaR) de la Bourse de Toronto – l'indice composé *S&P/TSX* de croissance

Ensuite, c'est l'analyse l'impact des 39 ajustements de la politique monétaire sur l'Indice composé *S&P/TSX* de croissance.

Dans un intervalle de confiance à 95 %, par le test de Friedman, on sait que la plupart des ajustements de la politique monétaire (30 sur 39) ont eu un impact sur le risque de la Bourse de Toronto – Indice composé *S&P/TSX* de croissance. Pour les 9 restes ajustement, par le test des rangs signés de Wilcoxon, il y en a 5 qui n'ont pas de réaction à l'avance ni de réaction en arrière. Seuls les résultats du test de Friedman et du test des rangs signés de Wilcoxon pour les 4 ajustements (16 juillet 2002, 7 septembre 2005, 21 octobre et 9 décembre 2008) sont contradictoires, et deux événements parmi 4 étaient dans la période de la crise financière de 2008.

Tableau 3.3 Valeur P du test du changement de risque pour l'Indice composé *S&P/TSX* de croissance avant après ajustement du taux cible de la Banque du Canada

Numéro	Jours d'intervalle avec le dernier adjust du taux	Test de Friedman	Test des rangs signés de Wilcoxon	
			Entre période d'estimation et période de pré-test	Entre période d'estimation et périodes de post-test
1				
2	33			
3	40			
4	176			
5	30			
6	29			
7	30			
8	35			
9	30			
10	11			
11	26			
12	19			
13	39	0,001	0,008	0,051
14	64	0,000	0,646	0,005
15	35	0,007	0,037	0,007
16	30	0,407	0,028	0,959
17	162	0,003	0,037	0,005
18	30	0,150	0,333	0,114
19	64	0,014	0,139	0,017
20	35	0,027	0,028	0,017
21	127	0,150	0,059	0,575
22	29	0,001	0,005	0,017
23	105	0,407	0,139	0,241
24	29	0,001	0,007	0,017
25	225	0,202	0,047	0,037
26	28	0,002	0,005	0,007
27	35	0,273	0,074	0,139
28	32	0,014	0,022	0,028
29	30	0,027	0,037	0,093
30	34	0,000	0,005	0,005
31	20	0,020	0,093	0,005
32	284	0,002	0,386	0,005
33	102	0,006	0,203	0,013
34	32	0,002	0,799	0,005
35	29	0,006	0,017	0,799
36	34	0,006	0,006	0,005
37	117	0,575	0,905	0,799
38	8	0,333	0,014	0,114
39	35	0,074	0,000	0,005
40	27	0,008	0,022	0,575
41	29	0,041	0,285	0,005
42	34	0,000	0,005	0,005
43	279	0,001	0,005	0,386
44	34	0,020	0,721	0,241
45	34	0,001	0,203	0,005
46	1096	0,001	0,333	0,005
47	121	0,001	0,005	0,005
48	500	0,014	0,009	0,013
49	38	0,001	0,074	0,005
50	91	0,000	0,005	0,005
51	121	0,003	0,169	0,074

Pour les 30 ajustements mentionnés ci-dessus sur lesquels il y a l'impact de la politique monétaire sur la risque de la Bourse de Toronto, il y en a 19 dont la valeur du risque boursier mesurée par CVaR a pré-réagi, autrement dit, le marché boursier a

prédit que le taux cible sera ajusté et que des ajustements adaptatifs seront effectués à l'avance. Dans un autre aspect, pour ces 19 ajustements dans lesquels il présente ont la réaction à l'avance, il y en a seulement 4 sur lesquels le risque boursier a été complètement digéré au préalable.

3.4 Caractéristiques de l'impact de l'ajustement des taux cibles sur le risque boursier

Afin d'étudier l'effet de l'ajustement de la politique monétaire sur le risque du marché boursier, il faut d'abord sélectionner les événements d'ajustement du taux cible qui affectent le risque des deux indices de la bourse de Toronto comme objets d'analyse. En observant l'évolution de la CVaR pendant la période d'estimation et la période de fenêtre de l'événement[5], les caractéristiques de l'impact de l'ajustement de la politique monétaire sur le risque boursier sont discutées. Les valeurs de la CVaR de l'Indice composé *S&P/TSX* et de l'Indice composé *S&P/TSX* de croissance ayant des grandeurs différentes, donc elles seront analysées séparément.

3.4.1 Caractéristiques de l'impact de l'ajustement des taux cibles sur le risque de la Bourse de Toronto – Indice composé *S&P/TSX*

Selon les résultats précédents, pour tous les 51 événements à analyser, il y a 47 ajustements de la politique monétaire qui ont eu un impact sur le risque de la Bourse de Toronto – Indice composé *S&P/TSX*. Tous les 51 événements sont classés dans les groupes suivants[6] :

[5] La période de pré-test et la période de post test.
[6] Les évolutions de la CVaR de l'indice composé *S&P/TSX* pendant la période d'estimation et la période de fenêtre de l'événement sont énumérées à l'Annexe B.

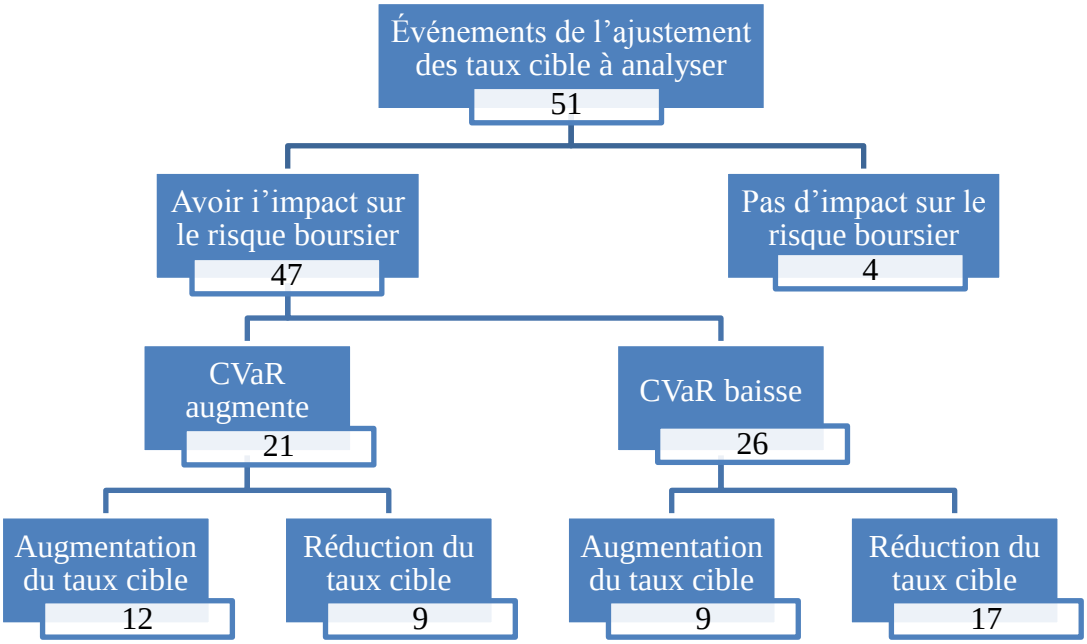


Figure 3.2 Groupes des Événements de l'ajustement des taux cibles pour Indice composé *S&P/TSX*

Parmi les 47 ajustements de politique monétaire qui ont un impact sur le risque de la Bourse de Toronto - Indice composé *S&P/TSX*, la Banque du Canada a mis le taux cible à augmenter 21 fois et a mis le taux cible à baisser 26 fois. Toutefois, en fonction de l'évolution des taux cibles de la Banque du Canada, la direction des changements de la CVaR de la Bourse de Toronto – Indice composé *S&P/TSX* ne peut pas être jugée.

3.4.2 Caractéristiques de l'impact de l'ajustement des taux cibles sur le risque de la Bourse de Toronto – Indice composé *S&P/TSX* de croissance

Selon les résultats précédents, pour l'Indice composé *S&P/TSX* de croissance de la Bourse de Toronto, il y a 39 événements à analyser, et parmi eux, il y a 30

ajustements de la politique monétaire ont eu un impact sur le risque de la Bourse de Toronto – Indice composé *S&P/TSX* de croissance. Tous les 39 événements sont classés dans les groupes suivants[7] :

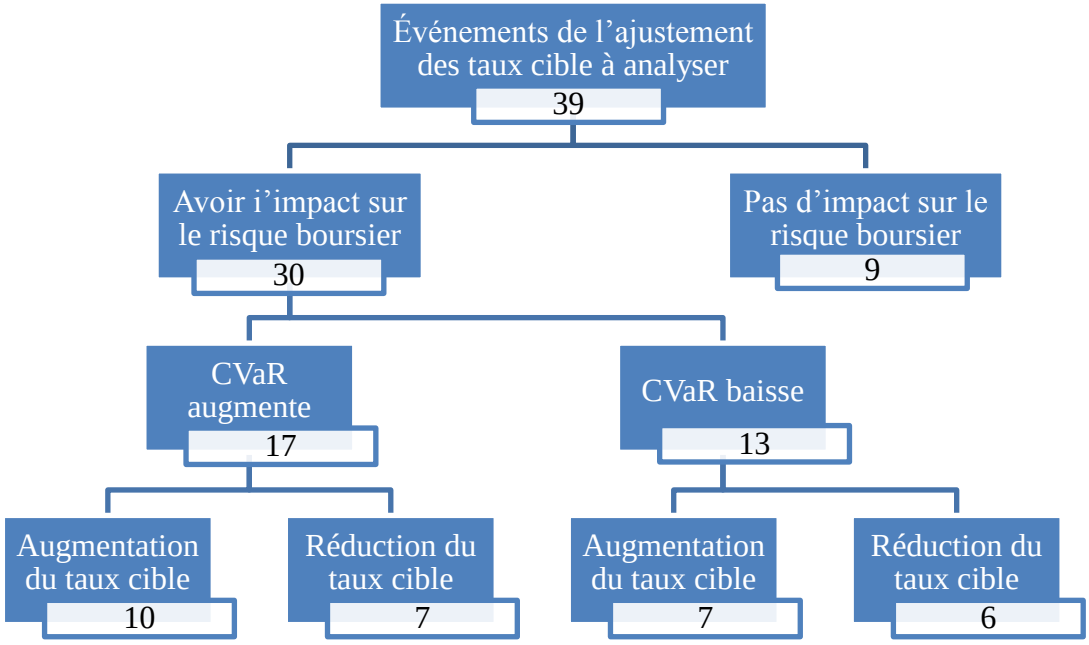


Figure 3.3 Groupes des Événements de l'ajustement des taux cibles pour Indice composé *S&P/TSX* de croissance

Parmi les 30 ajustements de politique monétaire qui ont un impact sur le risque de la Bourse de Toronto - Indice composé *S&P/TSX* de croissance, la Banque du Canada a mis le taux cible à augmenter 17 fois et a mis le taux cible à baisser 13 fois. Similaire aux résultats d'analyse précédents sur Indice composé *S&P/TSX*, en fonction de l'évolution des taux cibles de la Banque du Canada, la direction des changements de la CVaR de la Bourse de Toronto – Indice composé *S&P/TSX* de croissance ne peut pas être jugée.

[7] Les évolutions de la CVaR de l'Indice composé *S&P/TSX* de croissance pendant la période d'estimation et la période de fenêtre de l'événement sont énumérées à l'Annexe C.

3.5 Résumé de ce chapitre

D'après les résultats ci-dessus, on peut conclure que la plupart des ajustements de la politique monétaire ont un impact sur le niveau de risque de la Bourse de Toronto. Plus en détails :

a) L'indice composé *S&P/TSX* est plus sensible aux ajustements de la politique monétaire que l'indice composé *S&P/TSX* de Croissance.

b) La plupart des ajustements de la politique monétaire sont conformes aux attentes du marché boursier et le niveau de risque du marché boursier change à l'avance. Cependant, l'ajustement de la politique monétaire ne peut pas être complètement digéré avant le jour d'événement.

c) La direction des changements de la CVaR boursier ne peut pas être jugée par la direction l'évolution des taux cibles de la Banque du Canada.

Dans ce chapitre, on est arrivé à la conclusion que l'ajustement de la politique monétaire aurait un impact sur le niveau de risque de la Bourse de Toronto. Dans le chapitre suivant, on veut analyser les chocs de plusieurs indicateurs macroéconomiques liés à la politique monétaire sur le risque de marché boursier et la durée de ces chocs avec l'application du modèle VAR.

CHAPITRE IV

ÉTUDE EMPIRIQUE DE L'IMPACT DE LA POLITIQUE MONÉTAIRE SUR LE RISQUE DE LA BOURSE DE TORONTO : LA MODÈLE VAR

4.1 Concepts de base

4.1.1 VAR

Les méthodes économétriques traditionnelles établissent des modèles basés sur la théorie économique pour décrire les relations entre les variables économiques. Pourtant, la théorie économique n'est pas généralement suffisante pour fournir une explication rigoureuse de la relation dynamique entre les variables. De plus, les variables endogènes peuvent apparaître à l'extrémité gauche de l'équation et à l'extrémité droite de l'équation, donc les estimations et les inférences sont rendues plus compliquées. Afin de résoudre ces problèmes, un modèle a été développé qui utilise une approche non structurelle pour établir des relations entre les variables.

Sims (1980) a introduit le modèle VAR. Depuis ce temps-là, le modèle VAR est largement utilisé dans le domaine de l'économie. Le modèle VAR est souvent utilisé pour prédire des systèmes de séries chronologiques interconnectés, pour analyser l'impact dynamique de perturbations aléatoires sur des systèmes et pour expliquer l'impact de divers chocs économiques sur des variables économiques.

Le modèle VAR est basé sur les propriétés statistiques des données. Ce type de modèle est construit en utilisant chaque variable endogène dans le système en fonction de l'hystérésis de toutes les variables endogènes du système. Ainsi, il est étendu à un modèle autorégressif « vectoriel » constitué de plusieurs variables de séries chronologiques. Le modèle VAR est l'un des plus faciles à manipuler pour analyser et pour prévoir plusieurs indicateurs économiques pertinents et, dans certaines conditions, les modèles multivariés de MA [8] et d'ARMA [9] peuvent également être transformés en modèles VAR. L'expression mathématique du modèle VAR(p) est :

$$y_t = c + A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \cdots + A_p y_{t-p} + e_t, \qquad t = 1, 2, \ldots, T, \tag{18}$$

où y_t représente le vecteur des variables endogènes de dimension n×1, le nombre d'échantillons est T, c est un vecteur des constants de dimension n×1, p est le nombre de retards, A_1, A_2, …, A_p sont les matrices de coefficients estimés de dimension $n \times n$ et e_t est le vecteur de termes d'erreur. Il y a trois conditions nécessaires :

1) $E(e_t) = 0$,
2) $E(e_t e_t') = \Sigma$ où Σ est la matrice de covariance des termes d'erreur de dimension n × n,
3) $E(e_t e_{t-k}') = 0$ où $k \neq 0$.

Donc, Σ est une matrice définie positive. Supposons qu'$A(L)y_t = e_t$ et que L est l'opérateur retard, si les racines du déterminant *det*[A(L)] se trouvent toutes dans le

[8] Modèle moyenne mobile.
[9] Modèle autorégressif et moyenne mobile.

cercle unitaire, l'équation du VAR satisfait à la condition de stationnarité et peut être exprimée sous la forme d'une moyenne mobile à ordre infini :

$$y_t = C(L)e_t, \qquad (19)$$

où

$$C(L) = \frac{1}{A(L)}, \qquad C(L) = C_0 + C_1L + C_2L^2 + C_3L^3 + \cdots, \qquad C_0 = I_n. \qquad (20)$$

L'estimation du modèle VAR peut être effectuée par MCO. À condition qu'aucune restriction ne soit imposée à la matrice de covariance, l'estimateur de la matrice Σ est :

$$\hat{\Sigma} = \frac{1}{T}\sum \hat{e}_t \hat{e}_t', \qquad \hat{e}_t = y_t - \hat{\mathrm{A}}_1 y_{t-1} - \hat{\mathrm{A}}_2 y_{t-2} - \cdots - \hat{\mathrm{A}}_p y_{t-p.} \qquad (21)$$

Une fois que les paramètres du VAR ont été estimés, $A(L)C(L)=I_n$, les estimateurs des paramètres du modèle de moyenne mobile à ordre infini correspondant peut également être obtenus. De plus, puisque seules les valeurs d'hystérésis des variables endogènes apparaissent à droite de l'équation, il n'y a pas de problème de corrélation contemporain, la MCO peut obtenir des estimateurs cohérents et efficaces du modèle simplifié VAR. Même si le vecteur de perturbation a la corrélation la plus contemporaine, la MCO reste valable car toutes les équations ont la même régression, ce qui équivaut aux moindres carrés généralisés (MCG). Il faut faire attention que, puisque toutes les corrélations de séquence peuvent être éliminées en ajoutant y_t en termes de retard, l'hypothèse selon laquelle la séquence de termes de perturbation n'est pas pertinente n'est pas très stricte.

La théorie traditionnelle sur des modèles VAR exige que chaque variable du modèle soit stationnaire. Pour les séries temporelles non stationnaires, il est nécessaire de passer en revue la différence pour obtenir une série temporelle stationnaire, puis de créer un modèle VAR. Cependant, cela entraîne généralement la perte d'informations contenues dans la séquence horizontale.

Heureusement, avec le développement de la théorie de la cointégration, pour les séries temporelles non stationnaires, tant qu'il existe une relation de cointégration entre les variables, l'utilisation soit d'un modèle VAR soit d'un modèle VECM est justifiée.

4.1.2 Cointégration

La théorie de la cointégration a été proposée pour la première fois par Engle et Granger dans les années 1980. Avant cela, afin d'éviter la pseudo-régression, les gens n'utilisaient souvent qu'une série temporelle stationnaire pour établir un modèle de régression ou convertissaient d'abord une série temporelle non stationnaire en une série temporelle stationnaire, puis la régressait. Avec la théorie de la cointégration, il peut exister une relation stable à long terme entre plusieures séries temporelles intégrées du même ordre, et la combinaison linéaire peut réduire l'ordre d'intégration. Dans de nombreux cas du domaine économique, un jugement exact peut etre donné en utilisant la théorie de la cointégration.

La cointégration fait référence à la stabilité d'une séquence qui a été soumise à une combinaison linéaire par au moins deux variables temporelles non stationnaires. Si une série chronologique non stationnaire y_t doit subir d fois de différentiels pour devenir une séquence stable, elle est alors une série intégrée d'ordre d, $y_t \sim I(d)$.

Supposons que les composants d'un vecteur aléatoire X_t soient tous intégrés en ordre *d*, s'il existe un vecteur non nul β pour obtenir la relation $Y_t = \beta X_t \sim I(d - b)$, b >0, le vecteur aléatoire X_t a une relation de cointégration d'ordre d et b, $X_t \sim CI(d, b)$, le vecteur β est appelé un vecteur de cointégration.

En particulier, pour deux variables aléatoires y_t et x_t qui sont stationnaires en ordre 1, si $y_t - k_0 - k_1 x_t \sim I(0)$, alors il existe la relation de cointégration entre y_t *et* x_t, (k_0, k_1) est le vecteur de cointégration.

En ce qui concerne le concept de cointégration, il faut noter les explications suivantes. Premièrement, toutes les variables de la régression de cointégration doivent être stationnaires en même ordre. Cela ne signifie pas que toutes les variables du même ordre sont cointégrées. Par exemple, supposons que y_t, $x_t \sim I(1)$, la combinaison linéaire de y_t et x_t est encore *I(1)*, mais il n'y a pas de relation de cointégration entre les deux. Deuxièmement, dans l'équation de cointégration de deux variables, le vecteur de coefficient (k_0, k_1) est unique, mais s'il existe *k* variables dans le système, il peut y avoir jusqu'à *k-1* relations de cointégration.

4.1.3 VECM

Le modèle original de VAR ne prend pas en compte la relation de cointégration : si les transformations dans le système sont des séries *I(1)* et qu'il n'y a aucune relation de cointégration, le modèle VAR peut être utilisé à analyser des données différentielles. S'il existe une relation de cointégration, le modèle VAR différentiel ignore la relation d'équilibre à long terme et le terme d'erreur de cointégration doit être ajouté pour former un modèle de correction d'erreur de vecteur, soit *VECM*.

VECM peut décrire complètement le processus d'ajustement dynamique entre les séries temporelles dans le système en prenant en compte les informations à long terme contenues dans le terme de correction d'erreur et les termes de variable d'écart représentant la dynamique à court terme. Selon le théorème de représentation de Granger proposé par Engle et Granger (1987), la cointégration et *VECM* sont des conditions mutuellement nécessaires et suffisantes, *VECM* peut donc être utilisé pour décrire le processus d'ajustement dynamique à long terme et à court terme entre variables. Lorsqu'un impact exogène se produit, un déséquilibre à court terme se produit entre les variables, qui est ajusté par *VECM*, et le déséquilibre à court terme est progressivement ajusté à l'état d'équilibre à long terme via le terme de correction d'erreur.

La forme du modèle de correction d'erreur vectorielle est la suivante :

$$\Delta y_t = \alpha_0 + A_1 \Delta y_{t-1} + A_2 \Delta y_{t-2} + \cdots + A_p \Delta y_{t-p} + \alpha \beta' y_{t-1} + e_t, \quad t = 1, 2, \ldots, T, \qquad (22)$$

où Δ représente la différence de premier ordre et y_t représente le vecteur des variables endogènes de dimension n×1, α_0 est un vecteur des constants de dimension n×1, A_j, $j=1, 2, \ldots, p$ est une matrice de coefficients estimés de dimension n×n et e_t est le vecteur de termes d'erreur, α et β sont tous deux matrices de dimension n×r et $\Pi = \alpha\beta'$, où α est la matrice de pondération de la relation de cointégration, également appelé matrice de coefficients d'ajustement. Si la valeur absolue de chaque élément est plus grande, cela signifie que l'ajustement au niveau d'équilibre est plus rapide dans l'état déséquilibré. Ensuite, β s'appelle la matrice de cointégration, qui peut

rendre le vecteur aléatoire non stationnaire y_{t-1} devenir stationnaire après une combinaison linéaire de $\alpha\beta' y_{t-1}$.

4.2 Choix des variables économiques et horizon de l'analyse

1) Produit intérieur brut (PIB)

En théorie, le PIB est étroitement lié au marché boursier. Le PIB reflète l'activité économique interne d'un pays ou d'une région. La croissance soutenue du PIB indique un bon état de fonctionnement économique, cela augmentera les bonnes attentes des investisseurs sur l'économie réelle actuelle et future et stimulera ainsi les transactions boursières. Dans le même temps, la croissance régulière du PIB signifie une augmentation du revenu national, stimulant ainsi la demande d'investissement des consommateurs. Cependant, les données mensuelles du PIB sont difficiles à obtenir, ce travail apportera donc l'indice de production de l'industrie totale comme variable pour remplacer le PIB. La production de 2010 est prise comme base et le nombre cardinal est de 100.

2) Indice des prix à la consommation (IPC)

L'IPC peut être utilisé comme variable de substitution pour l'inflation. L'inflation peut entraîner des hausses de prix et une dépréciation de la monnaie, ce qui peut avoir deux effets sur le marché boursier. Premièrement, les investisseurs détiennent des actions pour éviter les risques d'inflation, ce qui accroît la demande d'actions. Deuxièmement, la poursuite de l'inflation affectera les attentes concernant les situations des affaires des compagnies, ce qui affectera à son tour la valorisation globale du marché boursier. Par conséquent, il est nécessaire d'examiner la relation

entre l'IPC et le risque du marché boursier. 2010 est l'année de base et le nombre cardinal est de 100.

3) Taux de rendement sans risque

Le MEDAF est une méthode courante pour évaluer des actions, et dans le MEDAF, le taux de rendement sans risque est choisi comme norme pour la tarification des actifs à risque. Alors, le taux de rendement sans risque sera un des indicateurs de choix pour le modelé de VAR. Dans ce travail, le taux de rendement d'obligation types du gouvernement canadien à dix ans sera choisi comme le taux de rendement sans risque.

4) Taux de change (Canada / États-Unis)

Sur le marché des capitaux mondial, les fluctuations du taux de change entraîneront des mouvements de capitaux, lesquels influeront inévitablement sur le marché boursier. Donc, le taux de change Canada / États-Unis, dollars canadiens à un dollar américain, sera une variable de choix à analyser.

5) Masse monétaire

L'augmentation de la masse monétaire augmentera les flux de trésorerie circulant sur le marché. Donc, le taux d'actualisation des sociétés cotées augmentera et le coût du financement pour les entreprises diminuera. Dans ce cas-là, les rendements attendus des investisseurs pour l'avenir vont augmenter, ce qui affectera le prix de l'action. Il est donc nécessaire d'introduire la masse monétaire dans le modèle et d'étudier son impact sur le risque de marché boursier d'un point de vue empirique. Afin d'éviter l'influence de la multi colinéarité, ce travail choisit M1 du Canada comme indicateur

de la masse monétaire à analyser. 2010 est l'année de base et le nombre cardinal est de 100.

6) Niveau de risque du marché boursier

En raison de sa courte horizon mensuelle, dans ce partie, l'indice Composé *S&P/TSX* de croissance de la Bourse de Toronto ne sera pas étudié. Les séries de la CVaR mensuelle de l'indice Composé *S&P/TSX* de la Bourse de Toronto est calculée basé sur la méthode du chapitre II.

L'horizon d'analyse est de janvier 1971 à juin 2018. Le processus est complété en utilisant *EViews 10*.

Considérant les effets saisonniers des opérations macroéconomiques, à l'exception des taux d'intérêt sans risque et des taux de change, les autres variables sont désaisonnalisées. En même temps, afin de réduire la volatilité des données, le logarithme naturel est pris pour toutes les séries avant de commencer les étapes suivantes. Pour une expression uniforme et pratique, les variables dans les modèle sont : Produit intérieur brut - LN_PRO_IND, Indice des prix à la consommation - LN_IPC, Taux de rendement sans risque - LN_TAUX_SANS_RIS, Taux de change - LN_TAUX_DE_CHA, Masse monétaire - LN_M1 et Niveau de risque du marché boursier - LN_CVAR.

4.3 Modèle de choix entre VAR et VECM

4.3.1 Test de stationnarité

Pour effectuer le modèle VAR ou VECM, le test de stabilité doit se faire en premier pour toutes les variables. Sous la condition qu'il n'y a aucune exogène dans l'équation de test, les résultats du test ADF sont que tous les séries de variables ne sont pas stables au niveau. L'étape suivante consiste à faire une différence de premier ordre pour toutes les séries et les résultats montrent que ces variables sont stationnaires au premier ordre.

Tableau 4.1 Résultat du test de stationnarité

Test de racine unitaire Dickey-Fuller augmentée

Variable	t-Statistique du test ADF		Résultat du test
	Au niveau	À la première différence	
LN_CVAR	1,1125	-26,8436	I(1)
LN_IPC	2,7193	-3,2346	I(1)
LN_M1	6,4092	-2,7353	I(1)
LN_PRO_IND	2,3978	-9,5271	I(1)
LN_TAUX_DE CHA	-0,6336	-17,8890	I(1)
LN_TAUX_SANS_RIS	-0,9691	-16,4531	I(1)

* Intervalle de confiance de 99 % : valeur critique de la statistique est de -2,5690.
  Intervalle de confiance de 95 % : valeur critique de la statistique est de -1,9414.
  Intervalle de confiance de 90 % : valeur critique de la statistique est de -1,6163.

4.3.2 Détermination du nombre de retards

Pour déterminer l'ordre de retard, le logiciel *Eviews* 10 donne les valeurs de l'AIC, du BIC, du RV et d'autres critères pour différentes périodes de retard. Les éléments

de chaque ligne avec * indiquent la meilleure période de retard sélectionnée selon les critères.

Dans le tableau 4.2, les critères de sélection du nombre de retard pour VAR, comme LR, AIC, BIC et des autres sont remarqués. Selon les résultats, il faut choisir 4 périodes comme terme de l'ordre de retard.

La figure 4.1 montre que toutes les racines unitaires se trouvent dans le cercle des unités et donc, le modèle VAR est stable.

Tableau 4.2 Critères de sélection du nombre de retard pour VAR

Variables endogènes : LN_CVAR LN_IPC LN_M1 LN_PRO_IND LN_TAUX_DE_C
Variable exogène : C
Date : 31 janvier 2019 Heure : 11:08
Échantillon : de janv-71 à juin-18
Observations : 562

Retard	LogL	LR	FPE	AIC	BIC	HQ
0	816,6910	NA	2,25E-09	-2,885021	-2,838778	-2,866967
1	9077,471	16315,78	4,37E-22	-32,15470	-31,83100*	-32,02832
2	9158,307	157,9317	3,73E-22	-32,31426	-31,71309	-32,07956*
3	9193,792	68,57125	3,73E-22	-32,31243	-31,43380	-31,96940
4	9236,175	80,99535	3,65E-22*	-32,33514*	-31,17905	-31,88379
5	9264,435	53,40089*	3,75E-22	-32,30760	-30,87404	-31,74792
6	9289,680	47,16631	3,90E-22	-32,26932	-30,55830	-31,60132
7	9316,177	48,93889	4,04E-22	-32,23550	-30,24702	-31,45917
8	9342,257	47,61204	4,19E-22	-32,20020	-29,93426	-31,31555

* indique l'ordre de retards sélectionné par le critère
LR : statistique de test LR modifié séquentiellement (chaque test à un niveau de 5%)
FPE : erreur de prédiction finale
AIC : critère d'information d'Akaike
BIC : critère d'information Schwarz
HQ : critère d'information Hannan-Quinn

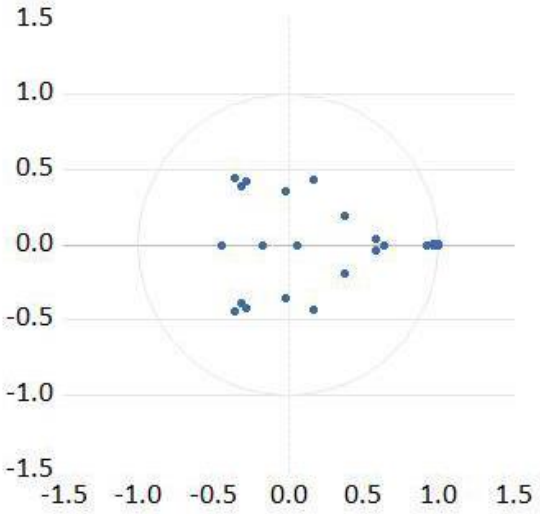


Figure 4.1 Racines Inversées de Polynôme Caractéristique sur AR

4.3.3 Test de cointégration

Étant donné que les six variables sélectionnées ci-dessus pour établir le modèle VAR ne sont pas stables en elles-mêmes, elles sont toutes stables au premier ordre, le test de cointégration sera donc effectué sur ces variables. Le test de cointégration est pour déterminer si une combinaison linéaire d'un ensemble de séquences non stationnaires présente une relation d'équilibre stable. Un cas particulier de pseudo-régression est que les composantes de tendance des deux séries temporelles sont les mêmes. Cette régression commune de correction de tendance peut être utilisée pour la rendre fiable.

Pour effectuer le test de cointégration, il faut d'abord avoir un modèle d'estimation. Selon la conclusion ci-dessus, le nombre optimal de retards est de 4.

D'après les résultats[10], les F-statistiques sont assez grandes pour dire que l'intervalle de confiance est plus petit que 0.01. Log vraisemblance est de 9301,528, la valeur de l'AIC est de -32,33755 et celle du BIC est de -31,18775. Les R^2 sont presque égalent à 1. Tous cela montrent que le modèle est bien ajusté.

Le test de cointégration de Johansen est effectué sur le modèle VAR ci-dessus. Dans le tableau 4.3, les résultats du test avec la méthode de trace et la méthode de valeurs propres maximales sont utilisés pour montrer qu'il existe une relation de cointégration dans chaque séquence des variables et qu'il existe au moins un vecteur de cointégration dans ce modèle VAR.

Avec les résultats ci-dessus, on sait que la différence en premier ordre de toutes les variables choisies sont stationnaires, c'est-à-dire l'ordre d'intégration est *I(1)*. Et, il y a la relation de cointégration parmi eux. Donc, le modèle VECM peut-être est un bon choit pour l'étude empirique suivante.

[10] Le tableau des résultats de l'estimation du modèle VAR est énuméré à l'Annexe D.

Tableau 4.3 Test de cointégration

Date: 01/31/19 Heure: 11:21
Échantillon (adjusté): 1971M06 2018M06
Observations: 565 après adjustments
Hypothèse de tendance: tendance déterministe linéaire
Séries: LN_CVAR LN_IPC LN_M1 LN_PRO_IND LN_TAUX_DE_CHA LN_TAUX_SANS_RIS
Intervalle de retard (dans les premières différences): 1 to 4

Test du rang de cointégration sans restriction (trace)

Hypothèse No. de CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistique	0.05 Value Critique	Prob.**
Aucun *	0,100990	128,5071	95,75366	0,0001
Au plus 1	0,054303	68,35648	69,81889	0,0650
Au plus 2	0,033962	36,81061	47,85613	0,3565
Au plus 3	0,017408	17,28874	29,79707	0,6187
Au plus 4	0,012675	7,366713	15,49471	0,5354
Au plus 5	0,000282	0,159562	3,841466	0,6896

Le test de trace indique 1 équation (s) de cointégration au niveau 0.05
* dénote le rejet de l'hypothèse au niveau 0,05
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Test du rang de cointégration sans restriction (Eigenvalue maximale)

Hypothèse No. de CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistique	0.05 Value Critique	Prob.**
Aucun *	0,100990	60,15059	40,07757	0,0001
Au plus 1	0,054303	31,54587	33,87687	0,0925
Au plus 2	0,033962	19,52187	27,58434	0,3752
Au plus 3	0,017408	9,922026	21,13162	0,7520
Au plus 4	0,012675	7,207151	14,26460	0,4649
Au plus 5	0,000282	0,159562	3,841466	0,6896

Le test de Max-eigenvalue indique 1 équation (s) de cointégration au niveau 0,05
* dénote le rejet de l'hypothèse au niveau 0,05
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

4.3.4 Estimation du *VECM*

En comparaison des résultats de l'estimation du modèle VAR, pour le modèle VECM[11], les F-statistiques sont plus petites, l'AIC et le BIC sont plus grands. R^2 et R^2 ajusté de l'estimation de VECM dans le tableau montre que la significativité représentative de ce modèle n'est pas meilleur que celle du modèle VAR. Donc, les analyses empiriques suivantes sont basées sur le modèle VAR établi avec la différence de premier ordre de toutes les variables.

4.4 Étude empirique

4.4.1 Analyse des réponses aux chocs

L'importance de l'analyse du modèle VAR est de savoir l'impact dynamique sur un système VAR lorsqu'une variable est impactée. La méthode d'analyse de cet impact dynamique est appelée fonction de réponse impulsionnelle. L'analyse de la fonction de réponse impulsionnelle peut être utilisée pour décrire la réponse d'une variable endogène à l'impact du terme d'erreur, c'est-à-dire pour observer le degré d'influence de la valeur actuelle et la valeur future de la variable endogène au changement d'un écart-type sur le terme d'erreur. Les résultats de cette analyse peuvent être obtenus directement auprès d'*Eviews* 10.

En analysant l'impact dynamique de chaque variable sur le niveau de risque de la Bourse de Toronto - Indice composé *S&P/TSX*, l'ordre de *Cholesky* de la fonction de réponse impulsionnelle est : le niveau de risque du marché boursier - LN_CVAR, l'indice des prix à la consommation - LN_IPC, la masse monétaire - LN_M1, le

[11] Le tableau des résultats de l'estimation du modèle *VECM* est énuméré à l'Annexe E.

produit intérieur brut - LN_PRO_IND, le taux de change - LN_TAUX_DE_CHA et le taux de rendement sans risque - LN_TAUX_SANS_RIS.

Le tableau 4.4 donne la réponse impulsionnelle de la valeur du risque du marché boursier de Toronto aux variables du système VAR. Le nombre entre parenthèses est l'écart type de la réponse impulsionnelle. Ce tableau montre que le risque du marché boursier de Toronto est principalement lié à son propre niveau. Les chocs positifs de l'indice des prix à la consommation, de la masse monétaire et du produit intérieur brut ont une influence positive et négative sur le niveau du risque du marché boursier de Toronto au cours des premiers mois, après 6 mois, l'influence est positive. Le choc positif du taux de change augmente d'abord le niveau de risque, puis le diminue. La direction positive et négative du choc positif du taux de rendement sans risque sur le niveau de risque n'est pas fixe.

Tableau 4.4 Réponse impulsionnelle du modèle VAR

Response de D(LN_CVAR):						
Période	D(LN_CVAR)	D(LN_IPC)	D(LN_M1)	D(LN_PRO_IND)	LN_TAUX_DE_CHA)	D(LN_TAUX_SANS_RIS)
1	0,094790	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000
	(0,00282)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)
2	-0,012529	-0,005336	0,006411	0,004246	0,005640	0,004325
	(0,00409)	(0,00400)	(0,00405)	(0,00407)	(0,00404)	(0,00407)
3	-0,002536	0,001918	-0,000977	-0,001316	-0,004107	-0,001326
	(0,00409)	(0,00395)	(0,00400)	(0,00401)	(0,00408)	(0,00411)
4	-0,006548	-0,002014	0,002415	0,009519	-0,001612	0,002422
	(0,00411)	(0,00385)	(0,00397)	(0,00398)	(0,00409)	(0,00408)
5	0,000968	0,006327	-0,005639	0,006706	-0,003547	0,002604
	(0,00410)	(0,00382)	(0,00397)	(0,00398)	(0,00398)	(0,00392)
6	8,49E-05	-0,001496	0,000229	-0,001201	3,20E-05	0,001407
	(0,00170)	(0,00155)	(0,00131)	(0,00163)	(0,00159)	(0,00148)
7	-0,000976	0,001130	0,000431	0,003229	-0,000965	0,000722
	(0,00119)	(0,00130)	(0,00104)	(0,00118)	(0,00131)	(0,00122)
8	-0,000818	0,000714	9,77E-05	0,001251	0,000211	-0,000559
	(0,00112)	(0,00119)	(0,00092)	(0,00104)	(0,00124)	(0,00103)
9	7,93E-05	0,000199	0,000851	0,000951	-0,000474	0,000562
	(0,00072)	(0,00107)	(0,00072)	(0,00070)	(0,00092)	(0,00081)
10	-0,000457	0,000146	0,000152	0,000589	-0,000117	6,74E-05
	(0,00035)	(0,00068)	(0,00041)	(0,00046)	(0,00044)	(0,00030)
11	-8,69E-05	0,000336	0,000441	0,000457	-0,000400	-0,000161
	(0,00029)	(0,00063)	(0,00035)	(0,00041)	(0,00035)	(0,00022)
12	-0,000239	0,000109	0,000332	0,000334	-0,000144	3,64E-05
	(0,00020)	(0,00054)	(0,00025)	(0,00027)	(0,00031)	(0,00019)

Pour observer visuellement la réponse du niveau de risque du marché boursier de Toronto aux impacts des diverses variables, les courbes de réponse impulsionnelle du niveau de risque pour chaque variable (Figure 4.2) et les intervalles de confiance autour ces réponses (Figure 4.3) sont créées.

La figure 4.2 sur la réponse impulsionnelle montre que le niveau de risque de la Bourse de Toronto est étroitement lié à lui-même, cet effet étant divisé en trois étapes : baisse rapide au cours des deux premiers mois ; baisse lente des troisième au huitième mois ; après le neuvième mois, il se stabilise et l'impact était presque nul.

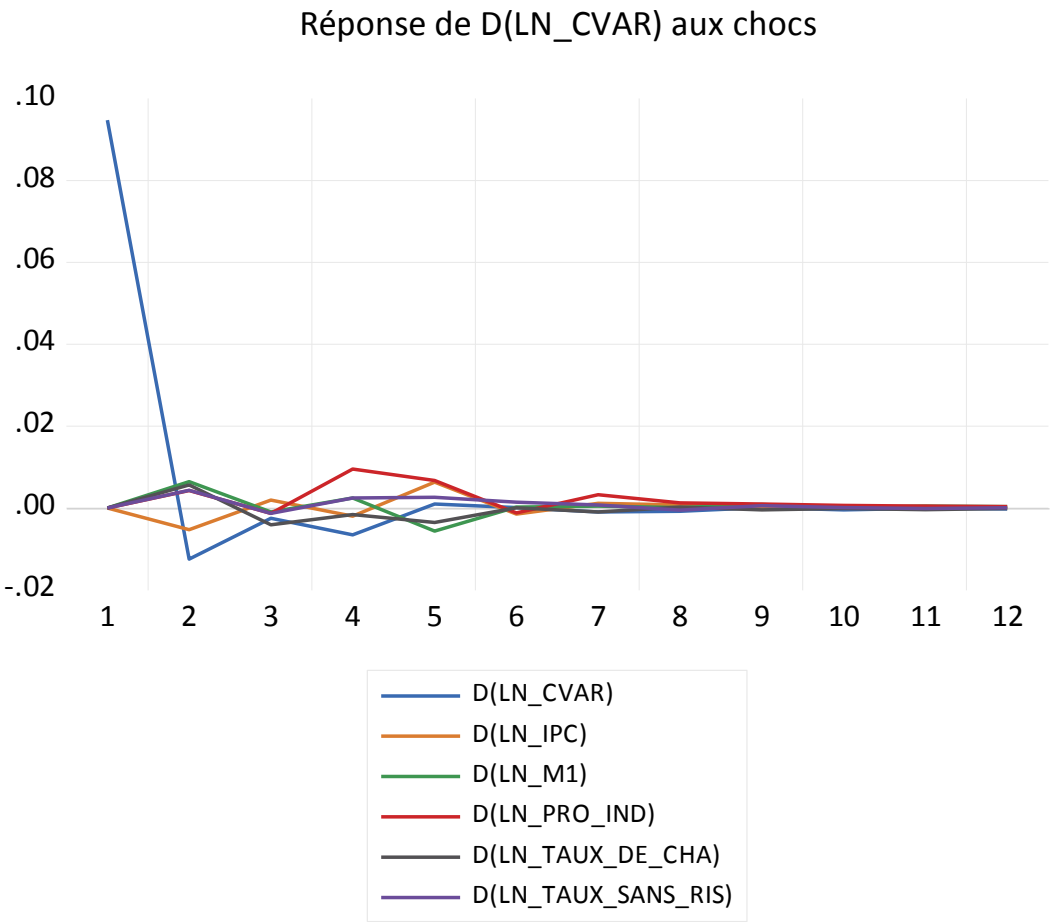


Figure 4.2 Courbes combinées de la réponse impulsionnelle sur CVaR

Pour l'indice des prix à la consommation, son impact sur le marché boursier de Toronto est parfois positif et parfois négatif et atteint un sommet positif au cinquième mois. Puis, il se stabilise et tende à zéro après le neuvième mois.

Similaire à celui de l'IPC, pendant les premiers six mois, l'impact de la masse monétaire sur le marché boursier de Toronto est parfois positif et parfois négatif. Il a un sommet au deuxième mois et après le sixième mois, l'impact est stable et converge à zéro.

En ce qui concerne le produit intérieur brut, son impact a atteint un sommet au quatrième mois et à ce moment-là, il est positivement corrélé avec le niveau de risque du marché boursier de Toronto. Il commence ensuite à diminuer et est finalement resté stable.

Quant aux taux de change et taux de rendement sans risque, ils ont eu peu d'impact sur le risque de la bourse de Toronto au cours des premiers mois et la corrélation positive et négative ne sont pas fixes. Ces chocs approchent vers zéro après six mois.

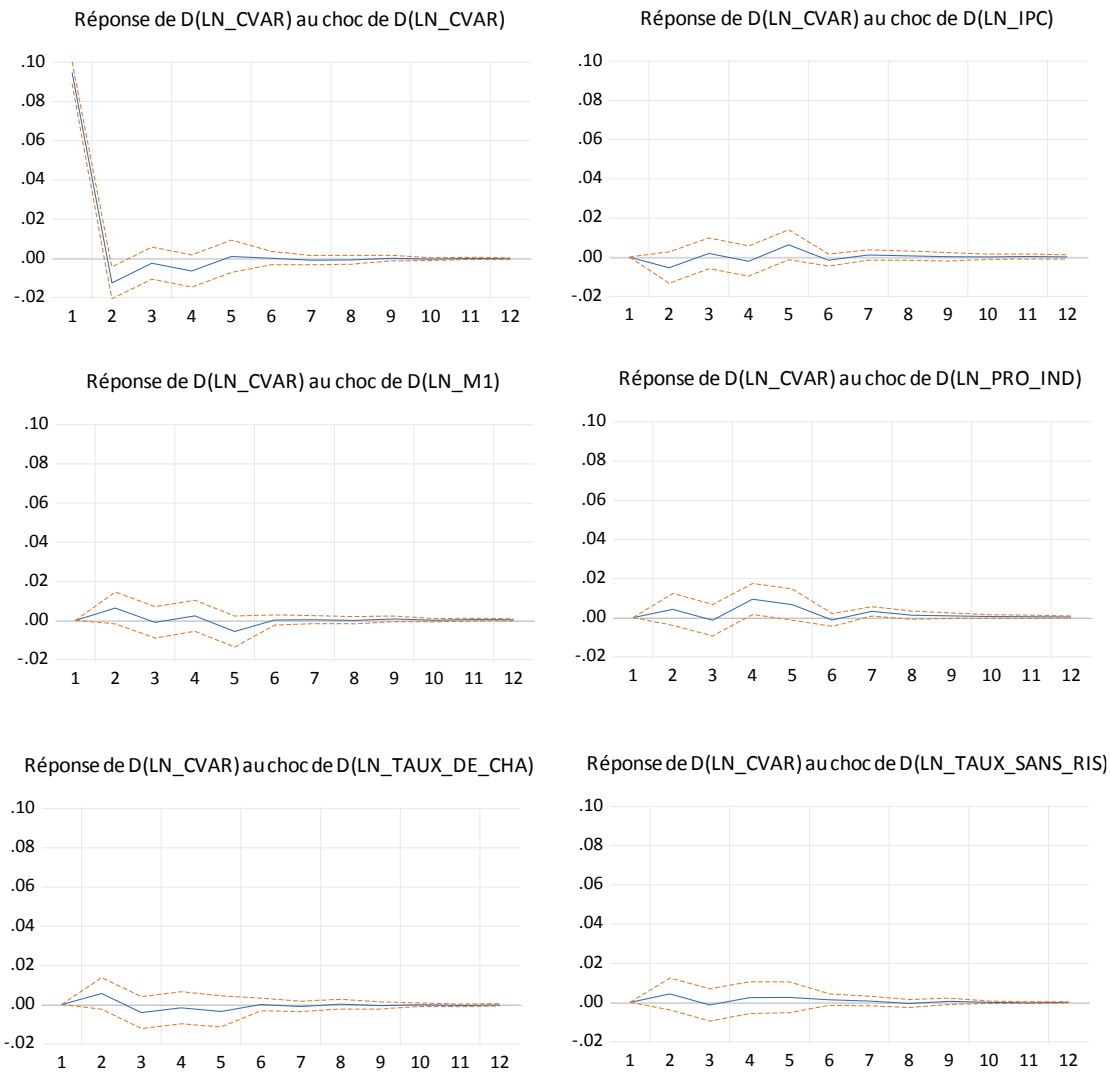


Figure 4.3 Courbes individuelles de la réponse impulsionnelle sur CVaR

La figure 4.3 donne les courbes individuels de la réponse impulsionnelle sur CVaR. Parmi eux, les lignes médianes représentent les impacts des variables économiques sur le marché boursier de Toronto, avec un intervalle de confiance de 95% entre les lignes supérieure et inférieure. À l'exception du niveau de risque de la Bourse de Toronto, qui a un impact relativement évident sur lui-même au début, les intervalles de confiance des autres variables sont tous autour zéro et convergent évidemment après six mois. Ces résultats montrent que, l'indice des prix à la consommation, la

masse monétaire, le produit intérieur brut, le taux de change et le taux de rendement sans risque, toutes ces variables liées à l'économie ont un choc sur le niveau de risque du marché boursier, mais ces chocs sont modestes et à court terme et ces variables n'apporteront pas de résultats à long terme.

4.4.2 Analyse de décomposition de la variance

La décomposition de la variance a été proposée par Sims en 1980. Cela est différente de la fonction de réponse impulsionnelle. La fonction de réponse impulsionnelle reflète l'effet d'un choc variable sur d'autres variables. La décomposition de la variance analyse l'importance des différents chocs structurels en analysant la contribution d'un choc structurel. Avec le modèle VAR, les résultats d'analyse de décomposition de la variance peuvent être obtenus directement auprès d'*Eviews* 10.

Tableau 4.5 Décomposition de la variance

Decomposition de la variance de D(LN_CVAR):

Période	Écart type	D(LN_CVAR)	D(LN_IPC)	D(LN_M1)	D(LN_PRO_IND)	D(LN_TAUX_DE_CHA)	D(LN_TAUX_SANS_RIS)
1	0,094790	100,0000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000
2	0,096334	98,51169	0,306802	0,442854	0,194268	0,342796	0,201593
3	0,096497	98,24829	0,345291	0,451609	0,212199	0,522821	0,219786
4	0,097281	97,12495	0,382629	0,505981	1,166306	0,541879	0,278254
5	0,097983	95,74769	0,794191	0,830022	1,618044	0,665165	0,344890
6	0,098012	95,69075	0,817006	0,830075	1,632096	0,664779	0,365291
7	0,098085	95,55851	0,829054	0,830771	1,738018	0,673477	0,370166
8	0,098101	95,53460	0,834079	0,830602	1,753706	0,673722	0,373290
9	0,098112	95,51267	0,834301	0,837939	1,762698	0,675901	0,376488
10	0,098115	95,50870	0,834469	0,838127	1,766192	0,676001	0,376511
11	0,098119	95,50174	0,835582	0,840081	1,768232	0,677614	0,376751
12	0,098120	95,49923	0,835679	0,841202	1,769334	0,677806	0,376752

Comme Analyse de réponse impulsionnelle, pour analyser décomposition de la variance, l'ordre de *Cholesky* est : le niveau de risque du marché boursier -

LN_CVAR, l'indice des prix à la consommation - LN_IPC, la masse monétaire - LN_M1, le produit intérieur brut - LN_PRO_IND, le taux de change - LN_TAUX_DE_CHA et le taux de rendement sans risque - LN_TAUX_SANS_RIS.

Selon le résultat du tableau 4.5, le niveau de risque du marché boursier de Toronto s'explique par lui-même dans une proportion non négligeable, atteignant plus de 95%. Cela n'est pas très impliqué dans l'interprétation des autres variables.

Outre le niveau de risque du marché boursier de Toronto, entre autres variables, le produit intérieur brut a le plus grand impact ; ensuite, ce sont l'indice des prix à la consommation et la masse monétaire, l'impact de ces deux variables est équivalent, environ la moitié de celui du produit intérieur brut ; puis c'est le taux de change ; le dernier, c'est le taux de rendement sans risque.

CONCLUSION

Afin d'examiner si l'ajustement de la politique monétaire de la Banque du Canada a un impact sur le risque du marché boursier de Toronto, il faut d'abord trouver un moyen approprié de mesurer le risque du marché boursier. Dans le chapitre II de ce travail, les séries quotidiennes du niveau de risque de l'indice composé *S&P/TSX* et de l'indice composé *S&P/TSX* de Croissance sont obtenues en calculant leurs CVaRs.

Dans le chapitre III, par la méthode non paramètre, étude d'événement, on a les conclusions :

1) L'ajustement de la politique monétaire a un certain impact sur le risque du marché boursier de Toronto. L'indice composé *S&P/TSX* est plus sensible aux ajustements de la politique monétaire que l'indice composé *S&P/TSX* de Croissance. Les ajustements de politique n'augmentent pas tous les risques de marché, et la manière dont les risques de marché boursier changent en raison d'ajustements de politique différents peut être différente.

2) La plupart des ajustements de la politique monétaire sont conformes aux attentes du marché boursier. Le risque du marché boursier de Toronto a changé en conséquence avant l'annonce de la politique. Cependant, l'ajustement de la politique monétaire ne peut pas être complètement digéré avant le jour d'événement.

Dans le chapitre IV, pour savoir l'ampleur de l'impact des ajustements de politique monétaire sur les niveaux de risque des marchés boursiers, par le modèle VAR, on a les conclusions :

1) Le niveau de risque de la Bourse de Toronto est étroitement lié à lui-même. Pendant les deux premiers mois, l'effet du choc se baisse rapidement. De troisième au huitième mois, cet effet se baisse doucement. Depuis le neuvième mois, il se stabilise et le choc était presque nul.

2) Plusieurs variables économiques liées à la politique monétaire ont un choc sur le risque du marché boursier de Toronto, mais ces chocs ne sont pas importants. Les chocs de la masse monétaire et du produit intérieur brut sur le risque du marché boursier de Toronto sont un peu forts que ceux du l'indice des prix à la consommation, du taux de change et du taux de rendement sans risque. Mais dans l'ensemble, les chocs de tous ces variables sur les risques du marché boursier de Toronto sont faibles. De plus, les directions des chocs de ces variables sur le risque du marché boursier de Toronto ne peuvent être déterminées par les résultats obtenus ci-dessus. À partir du sixième mois, certains chocs de ces variables commencent à s'approcher de zéro. Jusqu'au neuvième mois, tous les chocs sont très proche de zéro.

Finalement, les résultats de ce travail montrent que l'ajustement de la politique monétaire de la Banque du Canada peut affecter le niveau de risque du marché boursier de Toronto, mais cet impact n'est pas important. Il existe une forte autocorrélation dans le niveau de risque sur le marché boursier de Toronto, et la plupart des risques ne sont pas liés à la politique monétaire. Par conséquent, pour la question importante mentionnée plus tôt, « Marche boursier : un facteur qui devrait

influencer la politique monétaire ? », on peut avoir une réponse raisonnable : pour les décideurs de la banque centrale, il n'est pas approprié d'incorporer le risque lié aux investissements boursiers dans le système de cibles de contrôle de la politique monétaire. C'est le but important de cette étude.

ANNEXE A

SOURCES DES DONNÉES

Les données dans ce document proviennent de trois sources :

1) *investing.com*

Dans le chapitre II, ce travail sélectionne les prix de fermeture quotidiens de l'indice composé *S&P/TSX* du 3 janvier 2000 au 31 juillet 2018 et l'indice composé *S&P/TSX* de croissance du 11 décembre 2001 au 31 juillet 2018 comme objets pour analyser les caractéristiques statistiques du taux de rendement du marché boursier canadien dans le chapitre II. Les données de l'indice boursier de Toronto proviennent du site Internet *investing.com*.

2) Site Internet officiel de la Banque du Canada : *http://www.banqueducanada.ca*

Dans le chapitre III, les événements d'ajustement de la politique monétaire a été réalisé en rassemblant les reports de la politique monétaire de la Banque du Canada de janvier 2000 à juillet 2018.

3) *Federal Reserve Economic Data, St. Louis Fed.* Le site d'internet *www.fred.stlouisfed.org*.

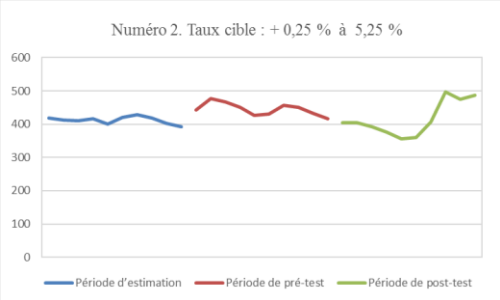
Dans le chapitre IV, les séries du PIB, de l'IPC, du taux de rendements d'obligation types du gouvernement canadien à dix ans, du taux de change (Canada / États-Unis) et de la masse monétaire proviennent du site d'internet *https://fred.stlouisfed.org*, *Federal Reserve Economic Data, St. Louis Fed.*

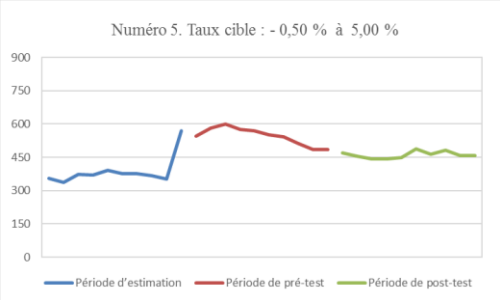
4) Statistique Canada

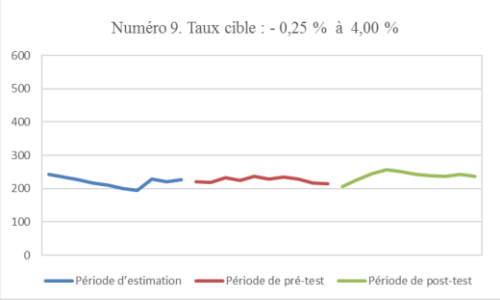
Dans le chapitre IV, la CVaR mensuelle est calculée basé sur les données provenant de Statistique Canada. Table: 10-10-0125-01 (formerly CANSIM 176-0047)

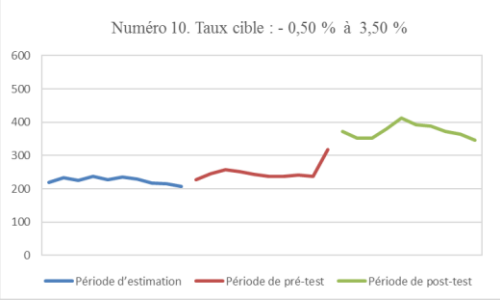
ANNEXE B

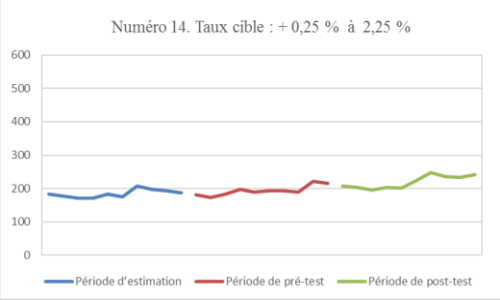
ÉVOLUTION DE LA CVAR DE L'INDICE COMPOSÉ S&P/TSX PENDANT LA PÉRIODE D'ESTIMATION ET LA PÉRIODE DE FENÊTRE DE L'ÉVÉNENMENT

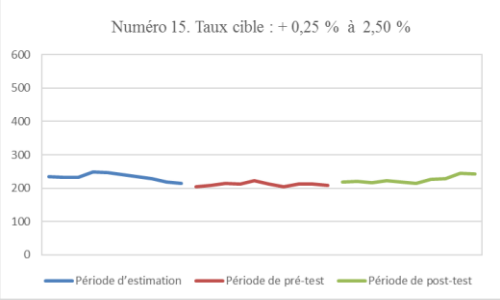


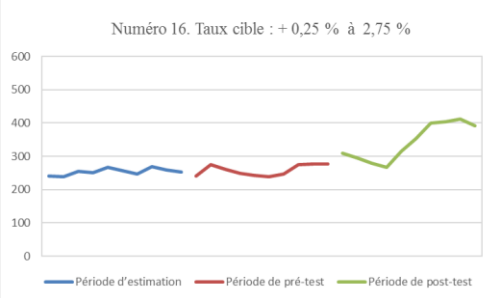


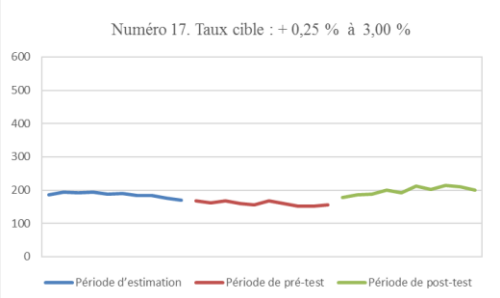


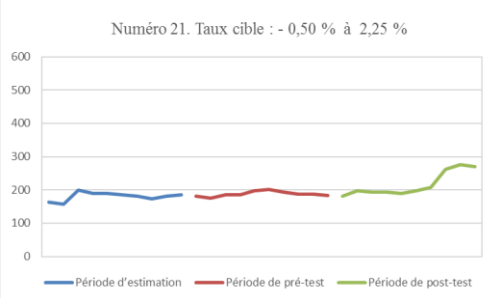


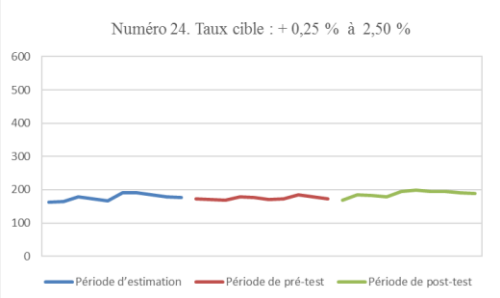


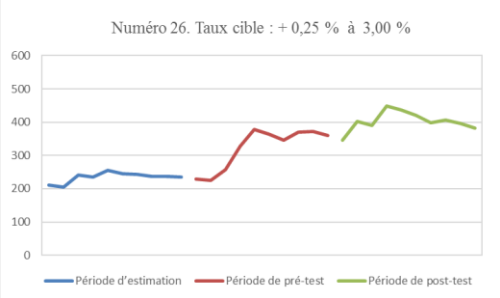


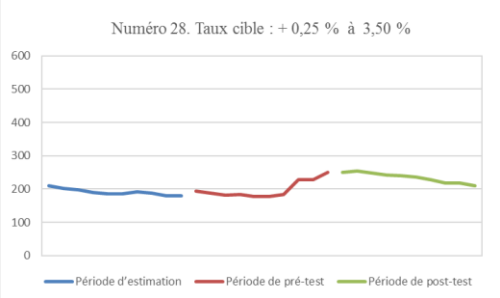

Numéro 16. Taux cible : + 0,25 % à 2,75 %
600
500
400
300
200
100
0
Période d'estimation
Période de pré-test
Période de post-test

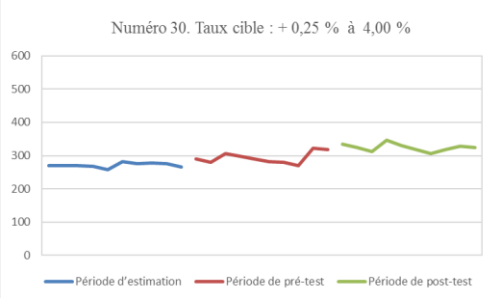

Numéro 17. Taux cible : + 0,25 % à 3,00 %
600
500
400
300
200
100
0
Période d'estimation
Période de pré-test
Période de post-test

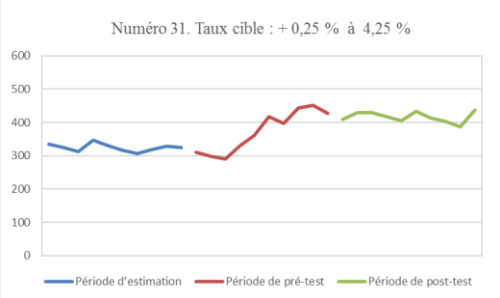

Numéro 21. Taux cible : - 0,50 % à 2,25 %
600
500
400
300
200
100
0
Période d'estimation
Période de pré-test
Période de post-test


Numéro 24. Taux cible : + 0,25 % à 2,50 %
600
500
400
300
200
100
0
Période d'estimation
Période de pré-test
Période de post-test


Numéro 26. Taux cible : + 0,25 % à 3,00 %
600
500
400
300
200
100
0
Période d'estimation
Période de pré-test
Période de post-test


Numéro 28. Taux cible : + 0,25 % à 3,50 %
600
500
400
300
200
100
0
Période d'estimation
Période de pré-test
Période de post-test


Numéro 30. Taux cible : + 0,25 % à 4,00 %
600
500
400
300
200
100
0
Période d'estimation
Période de pré-test
Période de post-test


Numéro 31. Taux cible : + 0,25 % à 4,25 %
600
500
400
300
200
100
0
Période d'estimation
Période de pré-test
Période de post-test

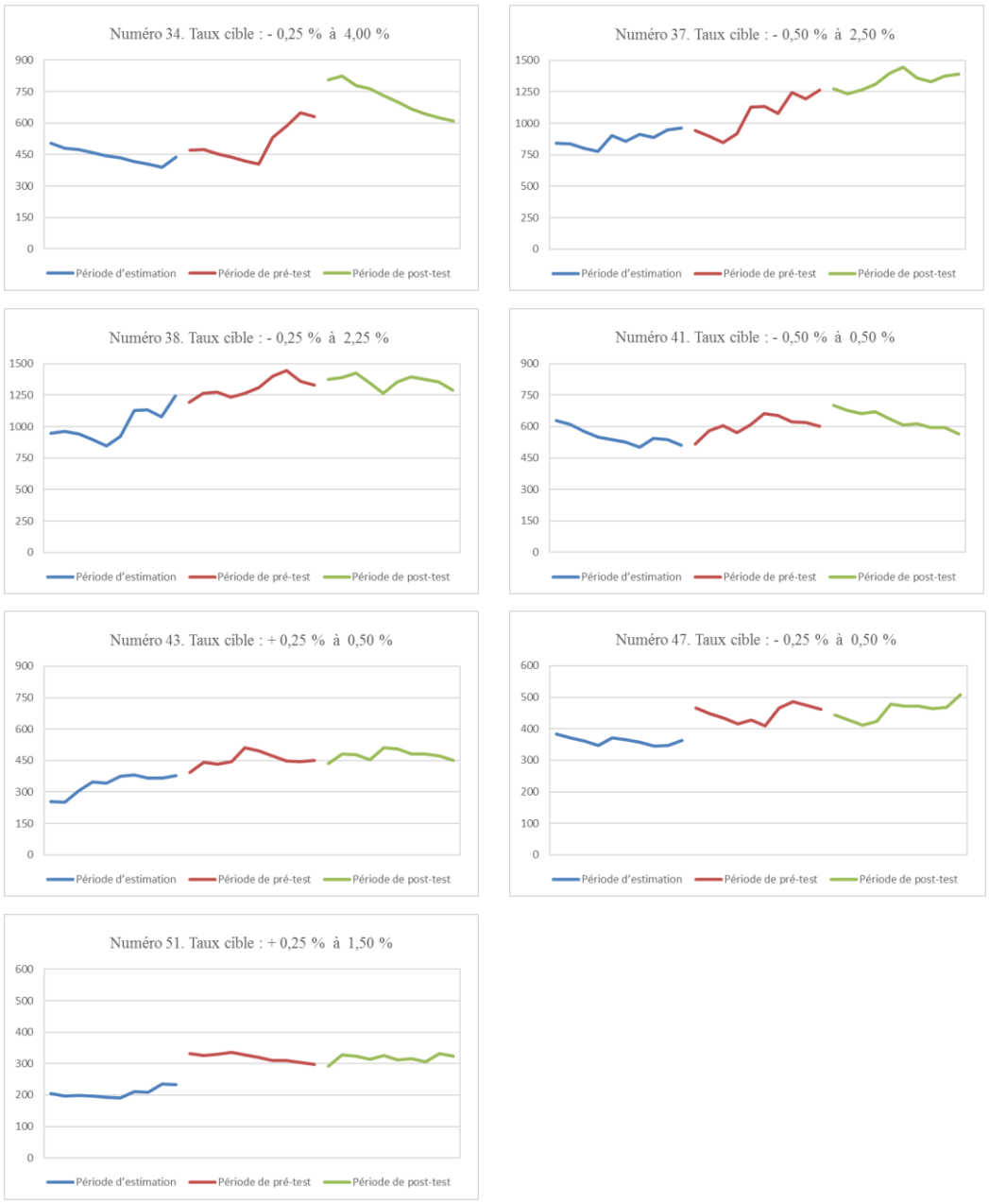
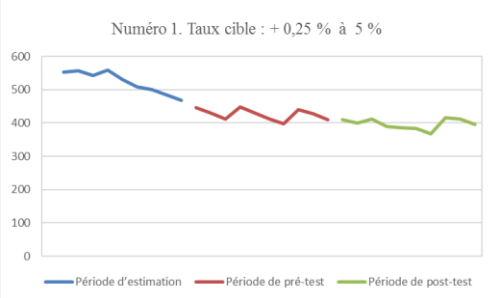
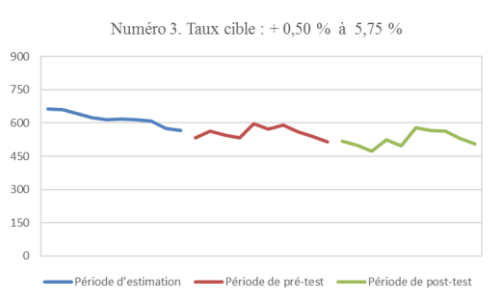
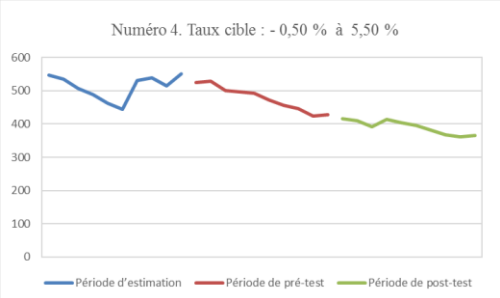
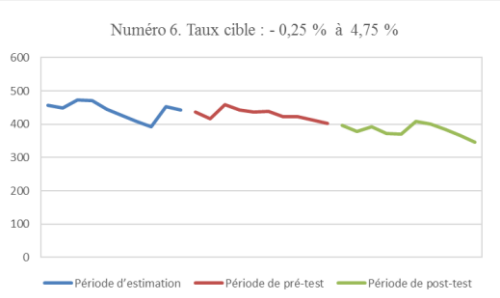


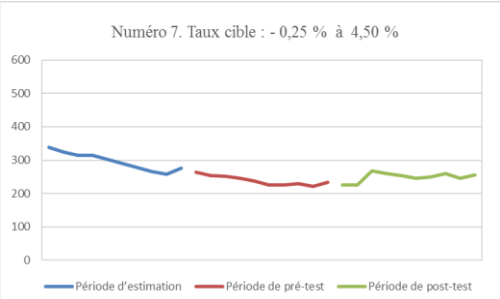
Figure B.1 Valeurs de la CVaR ont augmenté à la fin de la période de fenêtre de l'événement par rapport à la période d'estimation.

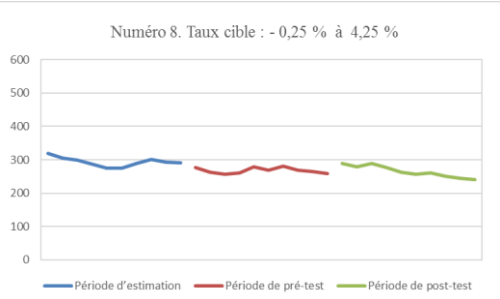

Numéro 1. Taux cible : + 0,25 % à 5 %
600
500
400
300
200
100
0
Période d'estimation
Période de pré-test
Période de post-test

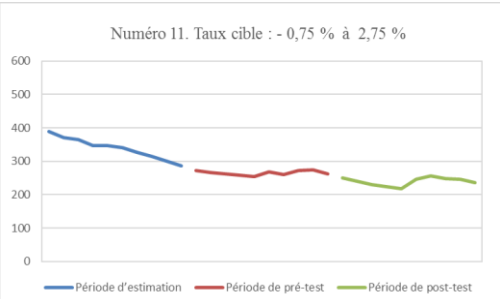

Numéro 3. Taux cible : + 0,50 % à 5,75 %
900
750
600
450
300
150
0
Période d'estimation
Période de pré-test
Période de post-test

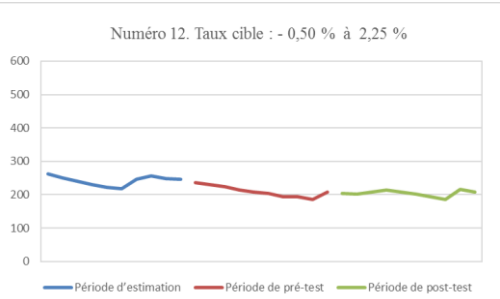

Numéro 4. Taux cible : - 0,50 % à 5,50 %
600
500
400
300
200
100
0
Période d'estimation
Période de pré-test
Période de post-test

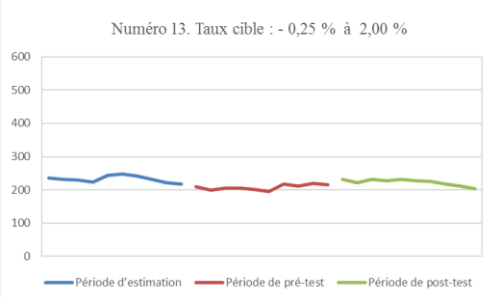

Numéro 6. Taux cible : - 0,25 % à 4,75 %
600
500
400
300
200
100
0
Période d'estimation
Période de pré-test
Période de post-test

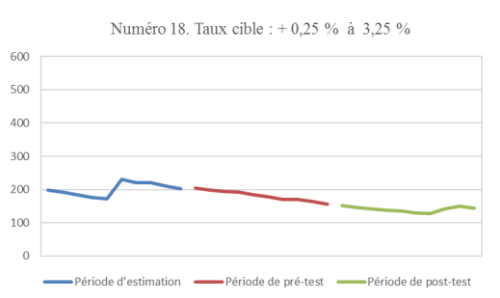

Numéro 7. Taux cible : - 0,25 % à 4,50 %
600
500
400
300
200
100
0
Période d'estimation
Période de pré-test
Période de post-test

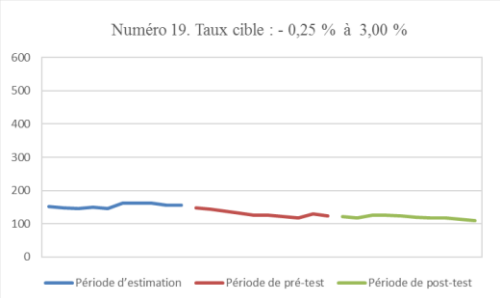

Numéro 8. Taux cible : - 0,25 % à 4,25 %
600
500
400
300
200
100
0
Période d'estimation
Période de pré-test
Période de post-test

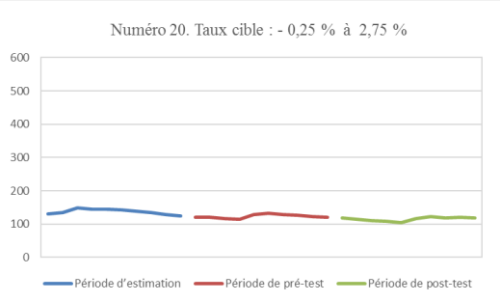

Numéro 11. Taux cible : - 0,75 % à 2,75 %
600
500
400
300
200
100
0
Période d'estimation
Période de pré-test
Période de post-test

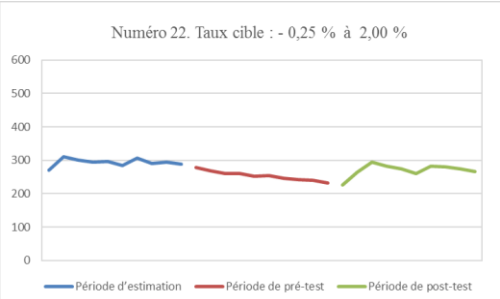

Numéro 12. Taux cible : - 0,50 % à 2,25 %
600
500
400
300
200
100
0
Période d'estimation
Période de pré-test
Période de post-test

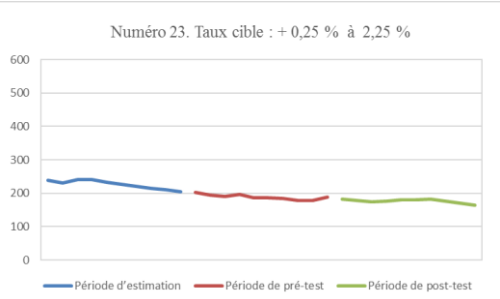

Numéro 13. Taux cible : - 0,25 % à 2,00 %
600
500
400
300
200
100
0
Période d'estimation
Période de pré-test
Période de post-test

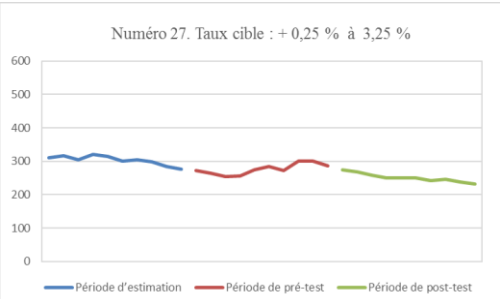

Numéro 18. Taux cible : + 0,25 % à 3,25 %
600
500
400
300
200
100
0
Période d'estimation
Période de pré-test
Période de post-test

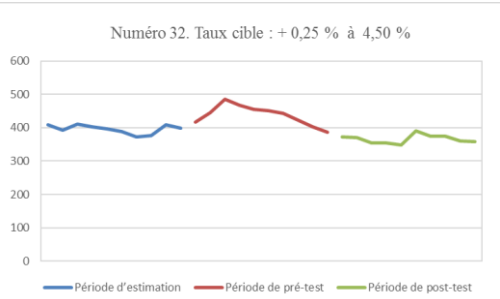

Numéro 19. Taux cible : - 0,25 % à 3,00 %
600
500
400
300
200
100
0
Période d'estimation
Période de pré-test
Période de post-test

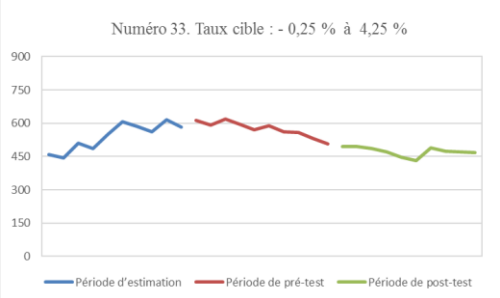

Numéro 20. Taux cible : - 0,25 % à 2,75 %
600
500
400
300
200
100
0
Période d'estimation
Période de pré-test
Période de post-test

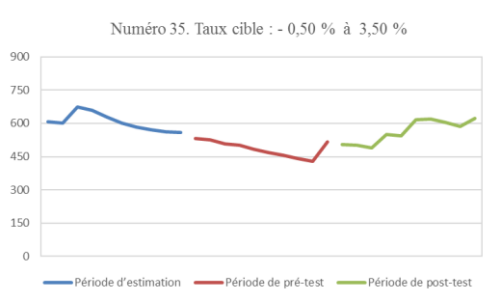

Numéro 22. Taux cible : - 0,25 % à 2,00 %
600
500
400
300
200
100
0
Période d'estimation
Période de pré-test
Période de post-test

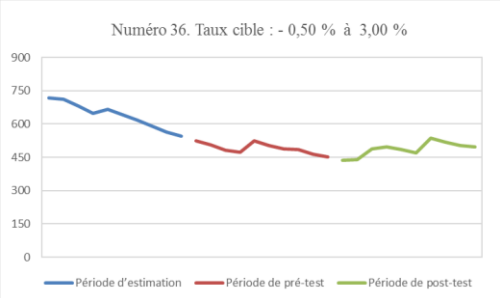

Numéro 23. Taux cible : + 0,25 % à 2,25 %
600
500
400
300
200
100
0
Période d'estimation
Période de pré-test
Période de post-test

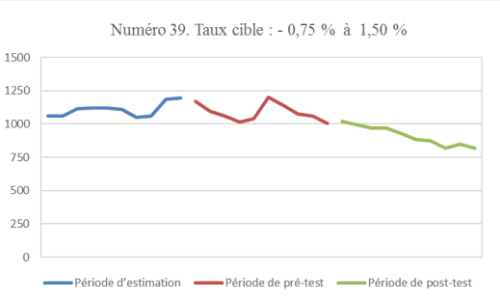

Numéro 27. Taux cible : + 0,25 % à 3,25 %
600
500
400
300
200
100
0
Période d'estimation
Période de pré-test
Période de post-test

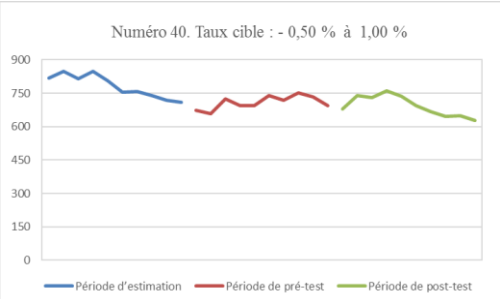

Numéro 32. Taux cible : + 0,25 % à 4,50 %
600
500
400
300
200
100
0
Période d'estimation
Période de pré-test
Période de post-test

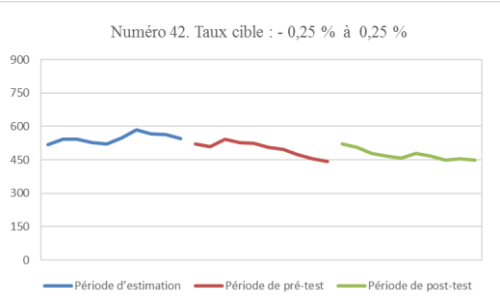

Numéro 33. Taux cible : - 0,25 % à 4,25 %
900
750
600
450
300
150
0
Période d'estimation
Période de pré-test
Période de post-test


Numéro 35. Taux cible : - 0,50 % à 3,50 %
900
750
600
450
300
150
0
Période d'estimation
Période de pré-test
Période de post-test


Numéro 36. Taux cible : - 0,50 % à 3,00 %
900
750
600
450
300
150
0
Période d'estimation
Période de pré-test
Période de post-test


Numéro 39. Taux cible : - 0,75 % à 1,50 %
1500
1250
1000
750
500
250
0
Période d'estimation
Période de pré-test
Période de post-test


Numéro 40. Taux cible : - 0,50 % à 1,00 %
900
750
600
450
300
150
0
Période d'estimation
Période de pré-test
Période de post-test


Numéro 42. Taux cible : - 0,25 % à 0,25 %
900
750
600
450
300
150
0
Période d'estimation
Période de pré-test
Période de post-test

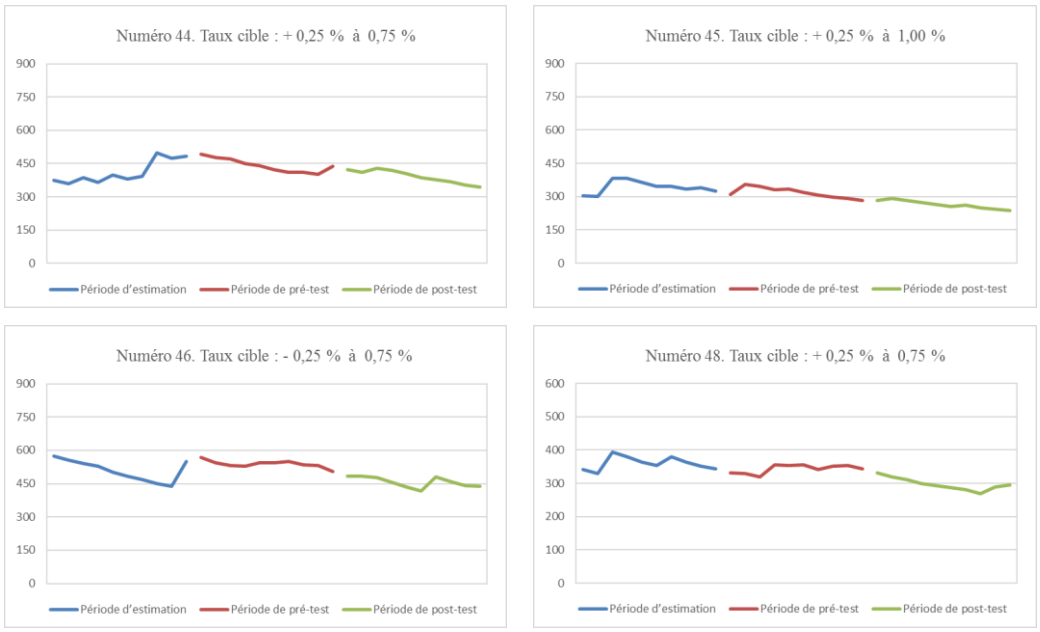
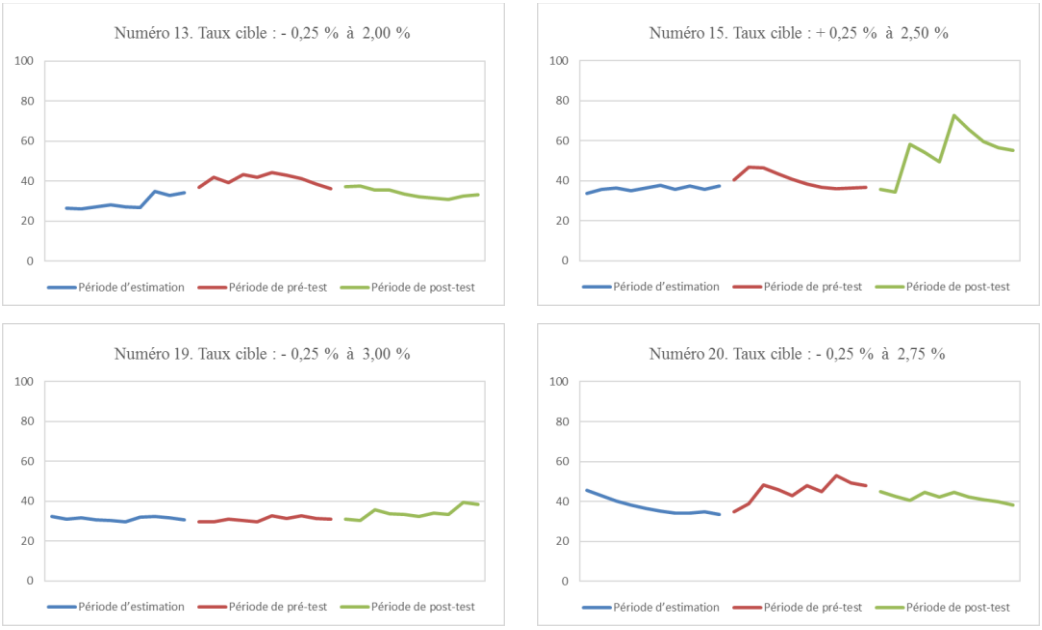


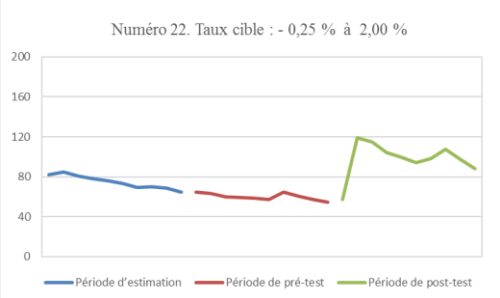
Figure B.2 Valeurs de la CVaR ont diminué à la fin de la période de fenêtre de l'événement par rapport à la période d'estimation.

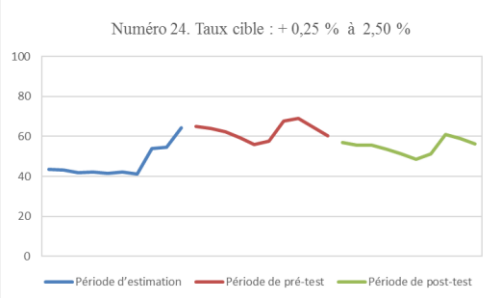
ANNEXE C

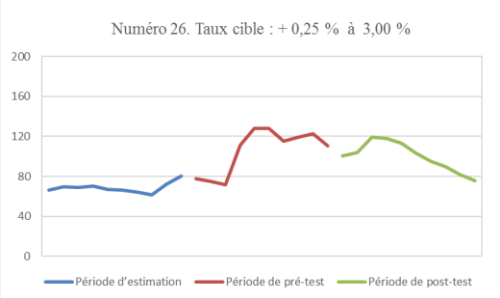
ÉVOLUTION DE LA CVAR DE L'INDICE COMPOSÉ S&P/TSX DE CROISSANCE PENDANT LA PÉRIODE D'ESTIMATION ET LA PÉRIODE DE FENÊTRE DE L'ÉVÉNENMENT

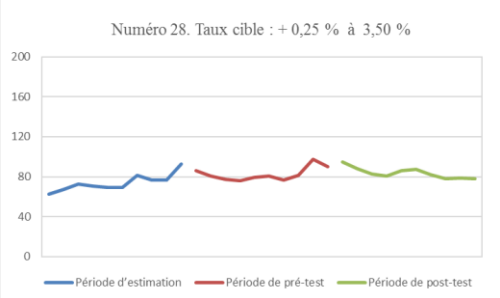
Évolution de la CVaR de l'Indice composé *S&P/TSX* de croissance pendant la période d'estimation et la période de fenêtre de l'événement.

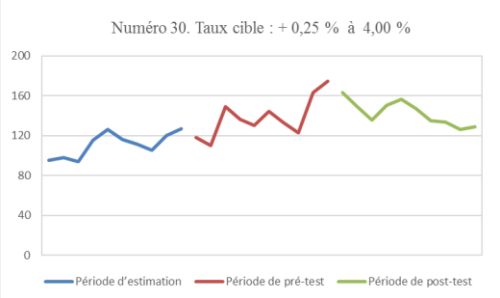


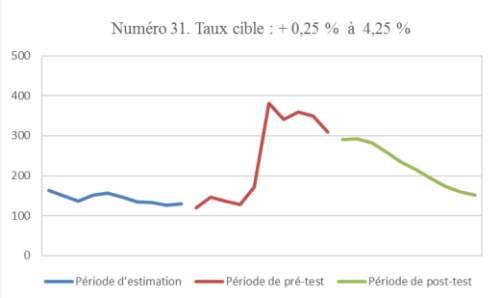

Numéro 22. Taux cible : - 0,25 % à 2,00 %
200
160
120
80
40
0
Période d'estimation
Période de pré-test
Période de post-test

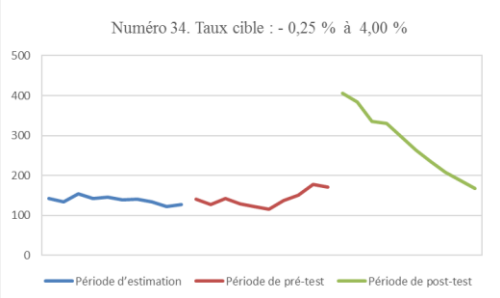

Numéro 24. Taux cible : + 0,25 % à 2,50 %
100
80
60
40
20
0
Période d'estimation
Période de pré-test
Période de post-test

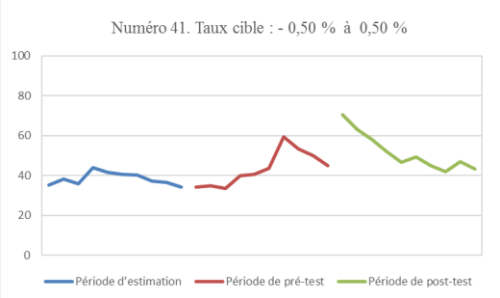

Numéro 26. Taux cible : + 0,25 % à 3,00 %
200
160
120
80
40
0
Période d'estimation
Période de pré-test
Période de post-test


Numéro 28. Taux cible : + 0,25 % à 3,50 %
200
160
120
80
40
0
Période d'estimation
Période de pré-test
Période de post-test


Numéro 30. Taux cible : + 0,25 % à 4,00 %
200
160
120
80
40
0
Période d'estimation
Période de pré-test
Période de post-test


Numéro 31. Taux cible : + 0,25 % à 4,25 %
500
400
300
200
100
0
Période d'estimation
Période de pré-test
Période de post-test


Numéro 34. Taux cible : - 0,25 % à 4,00 %
500
400
300
200
100
0
Période d'estimation
Période de pré-test
Période de post-test


Numéro 41. Taux cible : - 0,50 % à 0,50 %
100
80
60
40
20
0
Période d'estimation
Période de pré-test
Période de post-test

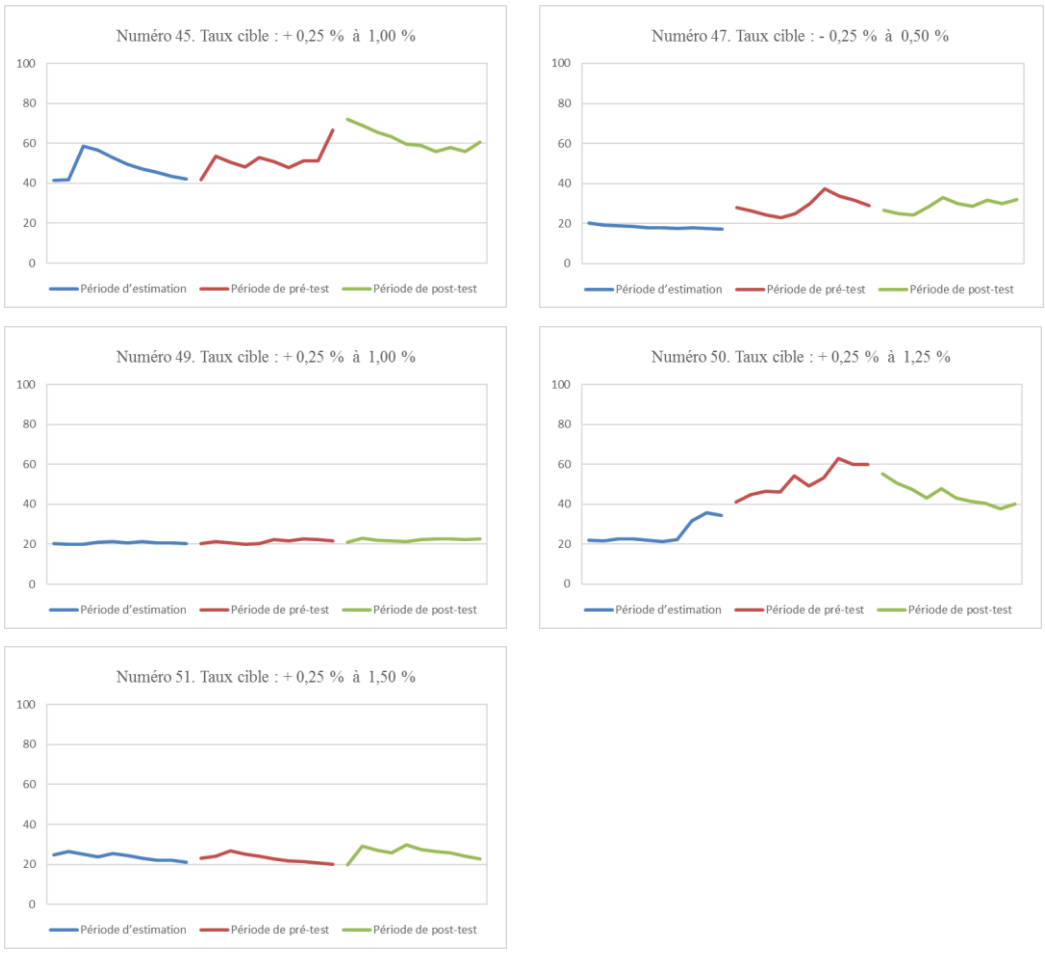
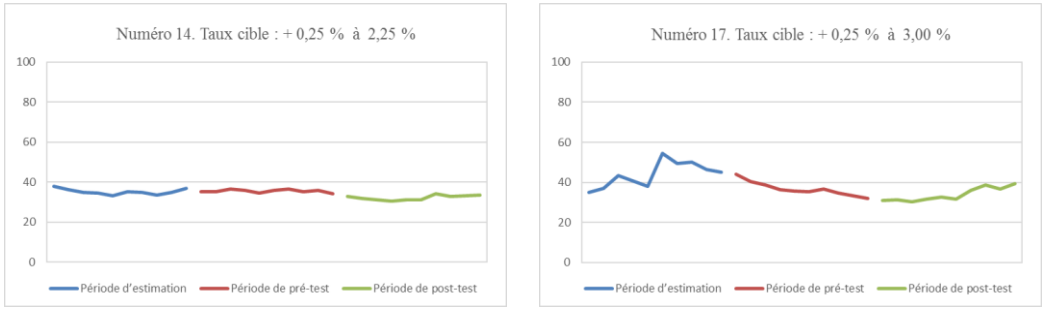
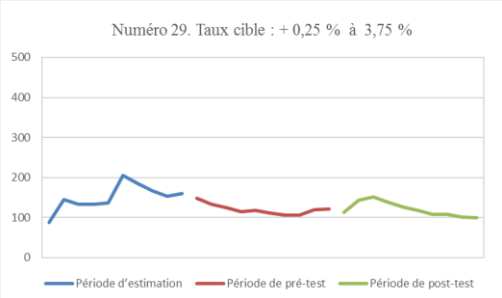
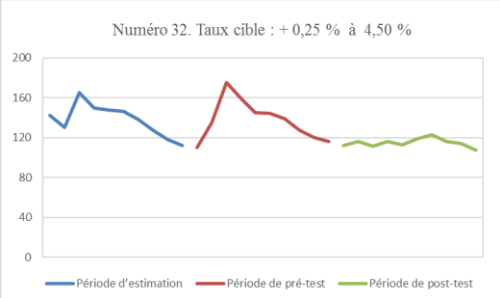
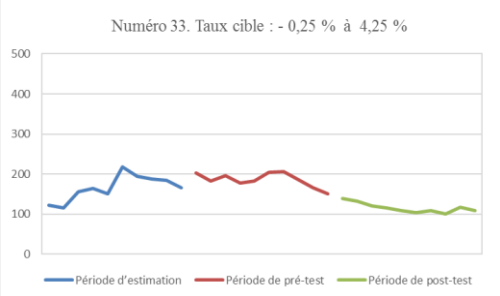


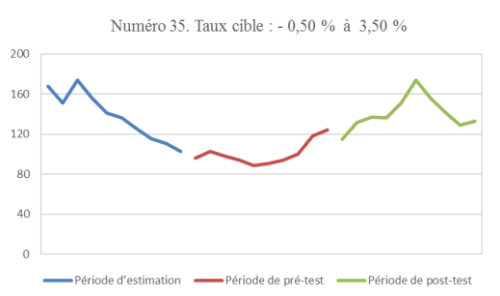
Figure C.1 Valeurs de la CVaR ont augmenté à la fin de la période de fenêtre de l'événement par rapport à la période d'estimation.

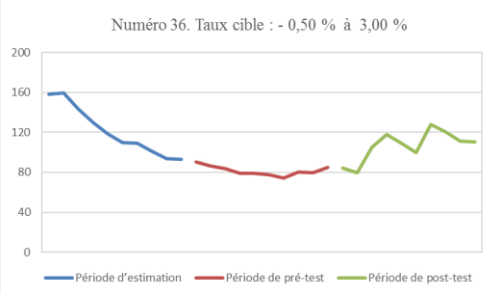


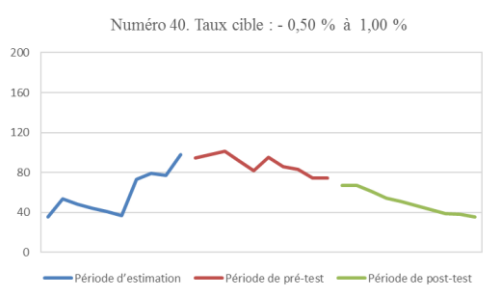

Numéro 29. Taux cible : + 0,25 % à 3,75 %
500
400
300
200
100
0
Période d'estimation
Période de pré-test
Période de post-test

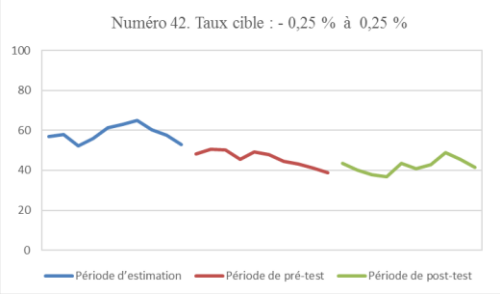

Numéro 32. Taux cible : + 0,25 % à 4,50 %
200
160
120
80
40
0
Période d'estimation
Période de pré-test
Période de post-test

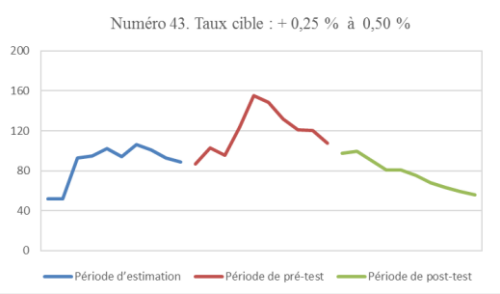

Numéro 33. Taux cible : - 0,25 % à 4,25 %
500
400
300
200
100
0
Période d'estimation
Période de pré-test
Période de post-test


Numéro 35. Taux cible : - 0,50 % à 3,50 %
200
160
120
80
40
0
Période d'estimation
Période de pré-test
Période de post-test


Numéro 36. Taux cible : - 0,50 % à 3,00 %
200
160
120
80
40
0
Période d'estimation
Période de pré-test
Période de post-test


Numéro 40. Taux cible : - 0,50 % à 1,00 %
200
160
120
80
40
0
Période d'estimation
Période de pré-test
Période de post-test


Numéro 42. Taux cible : - 0,25 % à 0,25 %
100
80
60
40
20
0
Période d'estimation
Période de pré-test
Période de post-test


Numéro 43. Taux cible : + 0,25 % à 0,50 %
200
160
120
80
40
0
Période d'estimation
Période de pré-test
Période de post-test

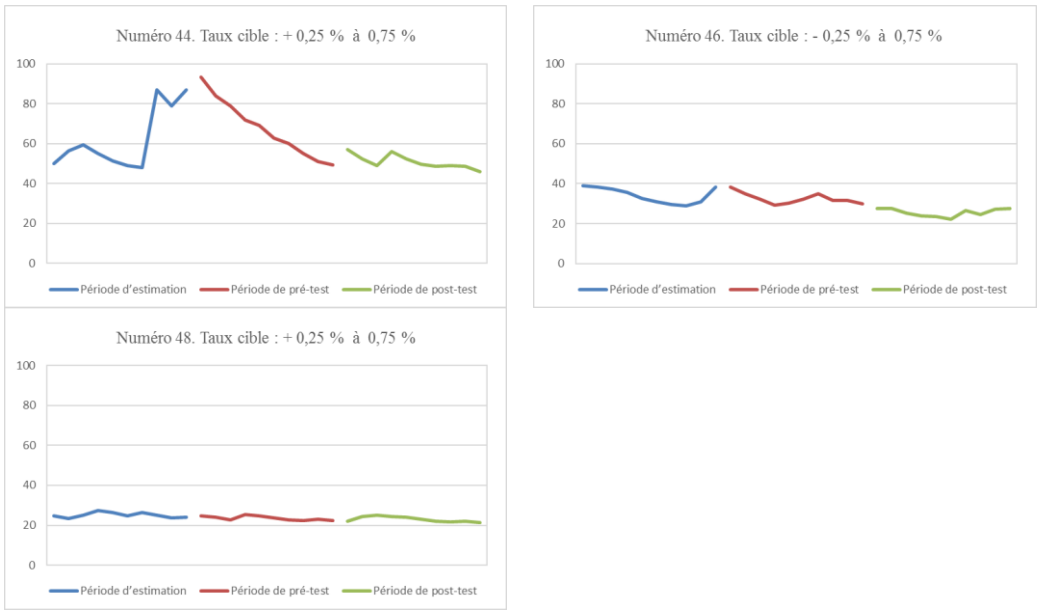


Figure C.2 Valeurs de la CVaR ont diminué à la fin de la période de fenêtre de l'événement par rapport à la période d'estimation.

ANNEXE D

TABLEAU DES RÉSULTATS DE L'ESTIMATION DU MODÈLE VAR

Tableau D.1 Résultats de l'estimation du modèle VAR

Estimation du Vecteur Autoregressif
Date: 01/31/19 Heure: 10:36
Échantillon (adjusté): 1971M05 2018M06
Observations: 566 après adjustments
Écart type dans () et t-statistique dans []

	LN_CVAR	LN_IPC	LN_M1	LN_PRO_IND	LN_TAUX_DE_CHA	LN_TAUX_SANS_RIS
LN_CVAR(-1)	0.826416	-0.002360	-0.003458	0.000155	-0.006409	-0.006736
	(0.04338)	(0.00167)	(0.00368)	(0.00475)	(0.00654)	(0.02069)
	[19.0525]	[-1.41744]	[-0.93972]	[0.03260]	[-0.97947]	[-0.32554]
LN_CVAR(-2)	0.096049	0.001290	-0.000876	-0.001647	0.008317	-0.007879
	(0.05640)	(0.00217)	(0.00479)	(0.00618)	(0.00851)	(0.02691)
	[1.70285]	[0.59599]	[-0.18301]	[-0.26643]	[0.97735]	[-0.29283]
LN_CVAR(-3)	-0.043224	-0.000965	-0.000315	-0.005427	0.009486	-0.024098
	(0.05617)	(0.00216)	(0.00477)	(0.00615)	(0.00847)	(0.02679)
	[-0.76957]	[-0.44751]	[-0.06608]	[-0.88182]	[1.11947]	[-0.89940]
LN_CVAR(-4)	0.052817	0.002368	0.005851	0.004041	-0.013381	0.035140
	(0.04302)	(0.00165)	(0.00365)	(0.00471)	(0.00649)	(0.02052)
	[1.22770]	[1.43410]	[1.60295]	[0.85726]	[-2.06177]	[1.71221]
LN_IPC(-1)	-1.043507	0.974490	-0.047767	-0.096518	0.153977	0.638533
	(1.11881)	(0.04295)	(0.09493)	(0.12260)	(0.16879)	(0.53372)
	[-0.93270]	[22.6892]	[-0.50319]	[-0.78729]	[0.91226]	[1.19637]
LN_IPC(-2)	1.581116	0.127422	-0.009591	-0.155920	-0.208182	-0.065730
	(1.57108)	(0.06031)	(0.13330)	(0.17215)	(0.23702)	(0.74948)
	[1.00639]	[2.11272]	[-0.07195]	[-0.90570]	[-0.87834]	[-0.08770]
LN_IPC(-3)	-0.621443	0.000533	-0.018096	0.203440	0.091649	-0.202181
	(1.56662)	(0.06014)	(0.13293)	(0.17167)	(0.23634)	(0.74735)
	[-0.39668]	[0.00887]	[-0.13614]	[1.18509]	[0.38778]	[-0.27053]
LN_IPC(-4)	0.085719	-0.115544	0.085923	0.054470	-0.017906	-0.297952
	(1.09753)	(0.04213)	(0.09312)	(0.12026)	(0.16558)	(0.52358)
	[0.07810]	[-2.74237]	[0.92268]	[0.45292]	[-0.10814]	[-0.56907]
LN_M1(-1)	0.610244	-0.032094	1.025682	0.066209	0.034163	0.096531
	(0.50096)	(0.01923)	(0.04251)	(0.05489)	(0.07558)	(0.23898)
	[1.21815]	[-1.66884]	[24.1306]	[1.20613]	[0.45203]	[0.40393]

LN_M1(-2)	-0.760515	0.013168	0.067330	-0.060141	0.096979	-0.050095
	(0.72403)	(0.02779)	(0.06143)	(0.07934)	(0.10923)	(0.34540)
	[-1.05039]	[0.47375]	[1.09600]	[-0.75805]	[0.88785]	[-0.14504]
LN_M1(-3)	0.238711	0.015528	0.068060	0.025311	-0.129287	-0.182876
	(0.72457)	(0.02782)	(0.06148)	(0.07940)	(0.10931)	(0.34566)
	[0.32945]	[0.55826]	[1.10705]	[0.31879]	[-1.18275]	[-0.52907]
LN_M1(-4)	-0.079766	0.010211	-0.170694	-0.031757	-0.012857	0.079646
	(0.49404)	(0.01897)	(0.04192)	(0.05414)	(0.07453)	(0.23568)
	[-0.16146]	[0.53837]	[-4.07203]	[-0.58661]	[-0.17250]	[0.33794]
LN_PRO_IND(-1)	0.507945	-0.024585	-0.042127	0.887191	0.002650	0.088657
	(0.38330)	(0.01471)	(0.03252)	(0.04200)	(0.05783)	(0.18285)
	[1.32519]	[-1.67080]	[-1.29534]	[21.1232]	[0.04582]	[0.48486]
LN_PRO_IND(-2)	-0.578708	0.010875	-0.030539	0.191397	-0.065393	0.174320
	(0.51611)	(0.01981)	(0.04379)	(0.05655)	(0.07786)	(0.24621)
	[-1.12129]	[0.54889]	[-0.69738]	[3.38433]	[-0.83987]	[0.70802]
LN_PRO_IND(-3)	0.846635	0.004114	0.084397	0.129928	0.100186	-0.196708
	(0.51697)	(0.01985)	(0.04386)	(0.05665)	(0.07799)	(0.24662)
	[1.63769]	[0.20729]	[1.92408]	[2.29360]	[1.28459]	[-0.79762]
LN_PRO_IND(-4)	-0.554406	0.008256	-0.014696	-0.223065	-0.031961	-0.046256
	(0.38267)	(0.01469)	(0.03247)	(0.04193)	(0.05773)	(0.18255)
	[-1.44877]	[0.56200]	[-0.45261]	[-5.31966]	[-0.55363]	[-0.25338]
LN_TAUX_DE_CHA(-1)	0.457726	0.019179	0.007137	0.036184	1.284899	-0.436464
	(0.29249)	(0.01123)	(0.02482)	(0.03205)	(0.04413)	(0.13953)
	[1.56493]	[1.70807]	[0.28757]	[1.12897]	[29.1192]	[-3.12807]
LN_TAUX_DE_CHA(-2)	-0.823178	-0.022438	-0.048616	-0.078875	-0.359857	0.432579
	(0.47417)	(0.01820)	(0.04023)	(0.05196)	(0.07153)	(0.22620)
	[-1.73605]	[-1.23267]	[-1.20838]	[-1.51805]	[-5.03060]	[1.91238]
LN_TAUX_DE_CHA(-3)	0.363270	0.016701	-0.028612	-0.002810	0.041891	0.263814
	(0.48049)	(0.01845)	(0.04077)	(0.05265)	(0.07249)	(0.22922)
	[0.75604]	[0.90540]	[-0.70180]	[-0.05336]	[0.57790]	[1.15093]
LN_TAUX_DE_CHA(-4)	-0.071882	-0.012635	0.070792	0.053714	0.018007	-0.250817
	(0.29938)	(0.01149)	(0.02540)	(0.03281)	(0.04517)	(0.14282)
	[-0.24010]	[-1.09934]	[2.78688]	[1.63735]	[0.39869]	[-1.75618]
LN_TAUX_SANS_RIS(-1)	0.097648	0.006226	-0.024279	0.005757	0.003170	1.251166
	(0.09053)	(0.00348)	(0.00768)	(0.00992)	(0.01366)	(0.04319)
	[1.07862]	[1.79145]	[-3.16073]	[0.58038]	[0.23211]	[28.9707]
LN_TAUX_SANS_RIS(-2)	-0.123434	-0.006682	0.005388	0.013213	-0.010820	-0.393206
	(0.14572)	(0.00559)	(0.01236)	(0.01597)	(0.02198)	(0.06951)
	[-0.84709]	[-1.19447]	[0.43576]	[0.82754]	[-0.49221]	[-5.65658]
LN_TAUX_SANS_RIS(-3)	0.116014	0.001734	0.011501	-0.018133	0.001824	0.093269
	(0.14556)	(0.00559)	(0.01235)	(0.01595)	(0.02196)	(0.06944)
	[0.79700]	[0.31033]	[0.93121]	[-1.13680]	[0.08307]	[1.34314]
LN_TAUX_SANS_RIS(-4)	-0.070884	0.004054	-0.000268	-0.005034	-0.000617	5.58E-05
	(0.09336)	(0.00358)	(0.00792)	(0.01023)	(0.01408)	(0.04454)
	[-0.75924]	[1.13109]	[-0.03386]	[-0.49210]	[-0.04379]	[0.00125]

C	-0.584439	0.028754	0.013140	0.069883	-0.042332	-0.099047
	(0.26531)	(0.01018)	(0.02251)	(0.02907)	(0.04003)	(0.12657)
	[-2.20285]	[2.82324]	[0.58372]	[2.40381]	[-1.05764]	[-0.78258]
R^2	0.988670	0.999952	0.999950	0.998524	0.989585	0.995136
R^2 Adj.	0.988167	0.999950	0.999947	0.998459	0.989123	0.994920
Somme sq. Resids	4.752883	0.007004	0.034217	0.057069	0.108173	1.081636
E.S. équation	0.093730	0.003598	0.007953	0.010271	0.014140	0.044714
F-statistique	1966.993	473685.1	447407.0	15253.09	2141.827	4612.030
Log vraisemblance	549.5763	2394.733	1945.837	1801.073	1620.102	968.4946
AIC	-1.853626	-8.373613	-6.787411	-6.275877	-5.636404	-3.333903
BIC	-1.661992	-8.181979	-6.595777	-6.084243	-5.444770	-3.142269
Moyenne dépendante	6.621089	4.154602	3.352596	4.424897	0.189756	1.778757
Écart type dépendant	0.861662	0.510410	1.096392	0.261626	0.135584	0.627376

Covariance des résidus déterminants (dof adj.)	2.81E-22
Covariance déterminante des résidus	2.14E-22
Log vraisemblance	9301.528
AIC	-32.33755
BIC	-31.18775
Nombre de coefficients	150

ANNEXE E

TABLEAU DES RÉSULTATS DE L'ESTIMATION DU MODÈLE VECM

Tableau E.1 Résultats de l'estimation du modèle VECM

Estimation du Vecteur Autoregressif
Date: 01/31/19 Heure: 11:30
Échantillon (adjusté): 1971M06 2018M06
Observations: 565 after adjustments
Écart type dans () et t-statistique dans []

Éq de Cointégration:	CointÉq1
LN_CVAR(-1)	1.000000
LN_IPC(-1)	-42.10227 (9.68731) [-4.34613]
LN_M1(-1)	22.79375 (6.74979) [3.37695]
LN_PRO_IND(-1)	-6.746976 (7.78455) [-0.86671]
LN_TAUX_DE_CHA(-1)	2.974189 (5.90128) [0.50399]
LN_TAUX_SANS_RIS(-1)	17.68060 (4.45539) [3.96836]
C	89.71961

Correction des erreurs:	D(LN_CVAR)	D(LN_IPC)	D(LN_M1)	D(LN_PRO_IND)	D(LN_TAUX_DE_CHA)	D(LN_TAUX_SANS_RIS)
CointÉq1	-0.000363 (0.00102) [-0.35611]	0.000286 (3.8E-05) [7.45912]	8.69E-05 (8.6E-05) [1.01200]	0.000110 (0.00011) [0.98339]	-0.000115 (0.00015) [-0.76286]	-0.000534 (0.00048) [-1.10503]
D(LN_CVAR(-1))	-0.139754 (0.04337) [-3.22214]	-0.002543 (0.00163) [-1.55908]	-0.003987 (0.00366) [-1.09018]	-0.000786 (0.00476) [-0.16507]	-0.004308 (0.00644) [-0.66890]	-0.004208 (0.02057) [-0.20459]

D(LN_CVAR(-2))	-0.035751	-0.001110	-0.005692	-0.002019	0.004291	-0.012203
	(0.04356)	(0.00164)	(0.00367)	(0.00478)	(0.00647)	(0.02066)
	[-0.82070]	[-0.67715]	[-1.54955]	[-0.42247]	[0.66334]	[-0.59068]
D(LN_CVAR(-3))	-0.068003	-0.002246	-0.005351	-0.007245	0.014964	-0.035786
	(0.04362)	(0.00164)	(0.00368)	(0.00479)	(0.00648)	(0.02069)
	[-1.55887]	[-1.36904]	[-1.45479]	[-1.51370]	[2.31004]	[-1.72978]
D(LN_CVAR(-4))	-0.001213	0.000318	-0.000420	0.001700	0.010087	0.014143
	(0.04363)	(0.00164)	(0.00368)	(0.00479)	(0.00648)	(0.02069)
	[-0.02780]	[0.19374]	[-0.11405]	[0.35514]	[1.55685]	[0.68354]
D(LN_IPC(-1))	-1.192116	-0.022010	-0.075535	-0.066046	0.153391	0.607841
	(1.12946)	(0.04248)	(0.09524)	(0.12392)	(0.16772)	(0.53564)
	[-1.05547]	[-0.51809]	[-0.79310]	[-0.53296]	[0.91455]	[1.13480]
D(LN_IPC(-2))	0.407678	0.111578	-0.091206	-0.226553	-0.022658	0.549806
	(1.12192)	(0.04220)	(0.09460)	(0.12309)	(0.16660)	(0.53206)
	[0.36338]	[2.64410]	[-0.96408]	[-1.84049]	[-0.13600]	[1.03336]
D(LN_IPC(-3))	0.004650	0.117599	-0.069990	0.016607	0.021258	0.405952
	(1.11834)	(0.04206)	(0.09430)	(0.12270)	(0.16607)	(0.53036)
	[0.00416]	[2.79569]	[-0.74218]	[0.13534]	[0.12801]	[0.76542]
D(LN_IPC(-4))	1.911536	0.077673	0.210655	-0.068968	0.063490	0.051783
	(1.11518)	(0.04195)	(0.09404)	(0.12235)	(0.16560)	(0.52886)
	[1.71411]	[1.85176]	[2.24016]	[-0.56368]	[0.38339]	[0.09791]
D(LN_M1(-1))	0.642116	-0.041637	0.051157	0.074121	0.094808	0.220959
	(0.51498)	(0.01937)	(0.04343)	(0.05650)	(0.07647)	(0.24423)
	[1.24687]	[-2.14953]	[1.17806]	[1.31182]	[1.23975]	[0.90473]
D(LN_M1(-2))	-0.081025	-0.027008	0.103555	0.022393	0.172580	0.124217
	(0.50703)	(0.01907)	(0.04275)	(0.05563)	(0.07529)	(0.24046)
	[-0.15980]	[-1.41619]	[2.42206]	[0.40253]	[2.29211]	[0.51659]
D(LN_M1(-3))	0.094847	-0.011410	0.170588	0.045287	0.032229	-0.082367
	(0.50393)	(0.01895)	(0.04249)	(0.05529)	(0.07483)	(0.23898)
	[0.18821]	[-0.60198]	[4.01447]	[0.81909]	[0.43069]	[-0.34465]
D(LN_M1(-4))	-0.840784	0.040507	0.023987	0.021104	-0.121616	0.208207
	(0.50640)	(0.01905)	(0.04270)	(0.05556)	(0.07520)	(0.24016)
	[-1.66031]	[2.12666]	[0.56174]	[0.37984]	[-1.61725]	[0.86696]
D(LN_PRO_IND(-1))	0.411451	-0.022779	-0.020559	-0.096389	0.019145	0.154214
	(0.39253)	(0.01476)	(0.03310)	(0.04307)	(0.05829)	(0.18615)
	[1.04821]	[-1.54283]	[-0.62113]	[-2.23811]	[0.32845]	[0.82843]
D(LN_PRO_IND(-2))	-0.050807	-0.008542	-0.044097	0.100014	-0.054827	0.351583
	(0.38353)	(0.01443)	(0.03234)	(0.04208)	(0.05695)	(0.18189)
	[-0.13247]	[-0.59214]	[-1.36352]	[2.37675]	[-0.96267]	[1.93299]
D(LN_PRO_IND(-3))	0.916010	-0.008388	0.026048	0.242957	0.033931	0.120176
	(0.38293)	(0.01440)	(0.03229)	(0.04201)	(0.05686)	(0.18160)
	[2.39208]	[-0.58235]	[0.80667]	[5.78268]	[0.59670]	[0.66175]
D(LN_PRO_IND(-4))	0.751155	-0.000732	-0.034316	0.069541	0.009632	0.011514
	(0.39299)	(0.01478)	(0.03314)	(0.04312)	(0.05836)	(0.18637)
	[1.91138]	[-0.04952]	[-1.03555]	[1.61280]	[0.16504]	[0.06178]
D(LN_TAUX_DE_CHA(-1))	0.442662	0.017783	0.009141	0.037305	0.288098	-0.441055
	(0.29585)	(0.01113)	(0.02495)	(0.03246)	(0.04393)	(0.14030)
	[1.49624]	[1.59806]	[0.36643]	[1.14926]	[6.55767]	[-3.14356]
D(LN_TAUX_DE_CHA(-2))	-0.331057	-0.004883	-0.038757	-0.041139	-0.056702	0.003655
	(0.31040)	(0.01168)	(0.02617)	(0.03406)	(0.04609)	(0.14720)
	[-1.06655]	[-0.41825]	[-1.48073]	[-1.20798]	[-1.23015]	[0.02483]

D(LN_TAUX_DE_CHA(-3))	-0.009548	0.005816	-0.064598	-0.024386	-0.057252	0.253120
	(0.31168)	(0.01172)	(0.02628)	(0.03420)	(0.04628)	(0.14781)
	[-0.03063]	[0.49608]	[-2.45792]	[-0.71311]	[-1.23699]	[1.71247]
D(LN_TAUX_DE_CHA(-4))	-0.157128	0.016387	0.012845	-0.052368	0.119338	0.120168
	(0.30393)	(0.01143)	(0.02563)	(0.03335)	(0.04513)	(0.14413)
	[-0.51699]	[1.43347]	[0.50119]	[-1.57043]	[2.64417]	[0.83372]
D(LN_TAUX_SANS_RIS(-1))	0.100784	0.000747	-0.022633	0.008995	0.003908	0.276618
	(0.09167)	(0.00345)	(0.00773)	(0.01006)	(0.01361)	(0.04348)
	[1.09937]	[0.21668]	[-2.92776]	[0.89425]	[0.28706]	[6.36256]
D(LN_TAUX_SANS_RIS(-2))	-0.025136	-0.006057	-0.017612	0.019884	-0.001830	-0.120345
	(0.09546)	(0.00359)	(0.00805)	(0.01047)	(0.01418)	(0.04527)
	[-0.26331]	[-1.68684]	[-2.18798]	[1.89851]	[-0.12907]	[-2.65832]
D(LN_TAUX_SANS_RIS(-3))	0.074633	-0.003808	-0.001940	0.001008	-0.000854	-0.000819
	(0.09583)	(0.00360)	(0.00808)	(0.01051)	(0.01423)	(0.04545)
	[0.77877]	[-1.05653]	[-0.24007]	[0.09588]	[-0.05998]	[-0.01803]
D(LN_TAUX_SANS_RIS(-4))	0.060188	5.46E-05	-0.016456	-0.002936	0.011919	-0.067468
	(0.09259)	(0.00348)	(0.00781)	(0.01016)	(0.01375)	(0.04391)
	[0.65006]	[0.01568]	[-2.10768]	[-0.28901]	[0.86690]	[-1.53653]
C	0.000585	0.002616	0.004727	0.001222	-0.001702	-0.011295
	(0.01048)	(0.00039)	(0.00088)	(0.00115)	(0.00156)	(0.00497)
	[0.05582]	[6.63743]	[5.35066]	[1.06323]	[-1.09404]	[-2.27321]
R^2	0.067055	0.347952	0.130234	0.124104	0.118797	0.140151
R^2 Adj.	0.023783	0.317709	0.089892	0.083478	0.077925	0.100270
Somme sq. Resids	4.850841	0.006863	0.034492	0.058394	0.106968	1.090974
E.S. équation	0.094867	0.003568	0.008000	0.010409	0.014087	0.044990
F-statistique	1.549611	11.50506	3.228266	3.054796	2.906555	3.514179
Log vraisemblance	542.3425	2395.768	1939.640	1790.906	1619.904	963.8555
AIC	-1.827761	-8.388559	-6.773946	-6.247456	-5.642138	-3.319842
BIC	-1.628190	-8.188988	-6.574376	-6.047885	-5.442568	-3.120272
Moyenne dépendante	0.004776	0.003194	0.006982	0.001669	0.000466	-0.002089
Écart type dépendant	0.096015	0.004320	0.008385	0.010872	0.014671	0.047430

Covariance des résidus déterminants (dof adj.)	2.93E-22
Covariance déterminante des résidus	2.21E-22
Log vraisemblance	9276.808
AIC	-32.26481
BIC	-31.02133
Nombre de coefficients	162

BIBLIOGRAPHIE

Acerbi, C. et Tasche, D. (2002). On the coherence of expected shortfall. *Journal of Banking & Finance, 26*(7), 1487–1503.

Alexander, C. (1996). *The handbook of risk management and analysis.* (1st ed.). Chichester: John Wiley & Sons.

Arrow, K. J. (1965). *Aspects of the theory of risk-bearing.* Helsinki, Yrjö Jahnssonin Säätiö.

Barnes, M., Boyd, J. H. et Smith, B. D. (1999). Inflation and asset returns. *European Economic Review, 43*(4-6), 737-754.

Bernanke, B. S., Gertler, M. et Gilchrist, S. (1998). The financial accelerator in a quantitative business cycle framework. National Bureau of Economic Research, 1nc. NBER Working Paper No. 6455. Récupéré de http://www.nber.org/papers/w6455.pdf

Binswanger, M. (2004). Stock returns and real activity in the G-7 countries: did the relationship change during the 1980s? *The Quarterly Review of Economics and Finance, 44*(2), 237–252.

Bouchaud, J. et Potters, M. (1999). Theory of financial risk: from data analysis to risk management. *Science & Finance, Draft May 24* [Non publié]. Récupéré de http://web.math.ku.dk/~rolf/Klaus/bouchaud-book.ps.pdf

Cecchetti, S. G., Genberg, H., Lipsky, J. et Wadhwani, S. (2000). *Asset prices and central bank policy.* Center for Economic Policy Research, Geneva Reports on the World Economy 2, August 1, 2000.

Christiano, L. J. et Rostagno, M. (2001). Money growth monitoring and the Taylor rule. National Bureau of Economic Research, 1nc., NBER Working Paper No. 8539. Récupéré de http://www.nber.org/papers/w8539.pdf

Danielsson, J. et de Vries, C. G. (1998). *Value–at–risk and extreme returns.* Tinbergen Institute, Discussion Papers 98_017/2. Récupéré de http://papers.tinbergen.nl/98017.pdf

Dowd, K. (1998). *Beyond value at risk: the new science of risk management.* Hoboken, New Jersey: John Wiley & Sons.

Engle, R. F. and Granger. C. W. J. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica, 55*(2), 251-276.

Engle, R. F. et Ng, V. K. (1993). Measuring and testing the impact of news on volatility. *The Journal of Finance, 48*(5), 1749-1778.

Fama, E. F., Roll, R et coll. (1969). The adjustment of stock prices to new information. *International economic review, 10*(1), 1-21.

Filardo, A. J. (2000). Monetary policy and asset prices, economic review. Federal Reserve Bank of Kansas City, issue Q III, 11-37. Récupéré de https://www.kansascityfed.org/publicat/econrev/PDF/3q00fila.pdf

Friedman, M. (1937). The use of ranks to avoid the assumption of normality implicit in the analysis of variance. *Journal of the American Statistical Association, 32*(200), 675-701.

Giller, G. M. (2005). A generalized error distribution. SSRN Electronic Journal, August 2005. Récupéré de https://www.researchgate.net/publication

Giot, P. et Laurent, S. (2004). Modelling daily value at risk using realized volatility and ARCH type models. *Journal of Empirical Finance, 11*(3), 379-398.

Goodhart, C. et Hofmann, B. (2001). *Asset prices, financial conditions, and the transmission of monetary policy*. Stanford University, Paper prepared for the conference on *Asset Prices, Exchange Rates, and Monetary Policy*, March 2-3, 2001. Récupéré de https://ideas.repec.org/a/fip/fedfpr/y2001imarx3.html

Guay, A. (2017). *Notes du cours – ECO7036 : économétrie.* Université du Québec à Montréal (ESG).

Hull, J. et White, A. (1998). Value at risk when daily changes in market variables are not normally distributed. *Journal of Derivatives, 5*(3), 9-19.

Jensen, G. R., Mercer, J. M. et Johnson, R. R. (1996). Business conditions, monetary policy, and expected security returns. *Journal of Financial Economics, 40*(2), 213-237.

Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models. *Ecomometirca, 59*(6), 1551-1580.

Kent, C. et Lowe, P. (1997). Asset-price bibbles and monetary policy. Reserve Bank of Australia, Research Discussion Paper 9709. Récupéré de https://ideas.repec.org/p/rba/rbardp/rdp9709.html

Kim, S. (2005). The relationship between stock returns and inflation: new evidence from wavelet analysis. *Journal of Empirical Finance, 12*(3), 435–444.

Le Group of Thirty (1993). *Derivatives: practice and principles.* Récupéré de https://group30.org/images/uploads/publications/G30_Derivatives-PracticesandPrinciples.pdf

Lintner, J. (1965). The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. *The Review of Economics and Statistics, 47*(1), 13-37.

Ma, C., Liu, J. et Song, N. (2010). Étude empirique des valeurs de VaR et de CVaR des contrats à terme sur les actions de Hong Kong fondées sur le modèle de famille GARCH. Hongyuan Futures, Research Report No. 100325. (Version en chinois).

Mancini, L. et Trojani, F. (2011). Robust value at risk prediction. *Journal of Financial Econometrics, 9*(2), 281–313.

Mandelbrot, B. B. et Hudson, R. L. (2004). *The (MIS) behavior of markets: A Fractal View of Financial Turbulence.* (1st ed.). New York: Perseus Books.

Manganelli, S. et Engle, R. F. (2001). Value at risk models in finance. European Central Bank, Working Paper No. 75. Récupéré de https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp075.pdf?17301317e16527fa296634f3cdf65a6d

Mossin, J. (1966). Equilibrium in a capital asset market. *Econometrica, 34*(4), 768-783.

Morelli, D. (2002). The relationship between conditional stock market volatility and conditional macroeconomic volatility empirical evidence based on UK data. *International Review of Financial Analysis, 11* (1), 101-110.

Nakagawa, S. et Osawa, N. (2000). Financial market and macroeconomic volatility-relationship and some puzzles. Bank of Japan, Working Paper 00-9. Récupéré de https://www.boj.or.jp/en/research/wps_rev/wps_2000/data/cwp00e09.pdf

Neri, S. (2001). Assessing the effects of monetary and fiscal policy. BANCA D'ITALIA, Working Paper 2001_425. Récupéré de https://www.bancaditalia.it/pubblicazioni/temi-discussione/2001/2001-0425/index.html

Palmquist, J.， Uryasev, S., et Krokhmal, P. (1999). Portfolio optimization with conditional Value-at-risk objective and constraint. Center for Applied Optimization, Department of Industrial and Systems Engineering University of Florida, Research Report No. 99_14. Récupéré de http://www.smartquant.com/references/VaR/var34.pdf

Rigobon, R. et Sack, B. (2001). Measuring the reaction of monetary policy to the stock market. National Bureau of Economic Research, 1nc., NBER Working Paper No. 8350. Récupéré de http://www.nber.org/papers/w8350

Rigobon, R. et Sack, B. (2002). The impact of monetary policy on asset prices. National Bureau of Economic Research, 1nc., NBER Working Paper No. 8794. Récupéré de http://www.nber.org/papers/w8794

Rockafeller, R.T. et Uryasev, S. (2000). Optimization of conditional Value-at-risk. *Journal of Risk, 2*(3), 21-41.

Patelis, A. D. (1997). Stock return predictability and the role of monetary policy. *The Journal of Finance, 52*(5), 1951-1972.

Pratt, J. W. (1964). Risk aversion in the small and in the large. *Econometrica, 32*(1/2), 122-136.

Schwert, G. W. (1989). Why does stock market volatility change over time? *The Journal of Finance, 44*(5), 1115-1153.

Sharpe, W. F. (1964). Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk. *The Journal of Finance, 19*(3), 425-442.

Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica, 48*(1), 1-48.

Stock, J. H., et Watson M. W. (2001). Forecasting output and inflation: the role of asset prices. National Bureau of Economic Research, 1nc., NBER Working Paper No. 8180. Récupéré de http://www.nber.org/papers/w8180

Testuri, C. E. et Uryasev, S. (2000). On relation between expected regret and conditional value-at-risk. Department of Industrial and Systems Engineering University of Florida, Research Report No. 2000(9). Récupéré de https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=238951

Thorbecke, M. (1997). On stock market returns and monetary policy. *The Journal of Finance, 52*(2), 635-654.

Treynor, J. L. (1961). Market value, time, and risk. Manuscrit non publié. Récupéré de https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2600356

Treynor, J. L. (1962). Toward a theory of market value of risky assets. Manuscrit non publié. Récupéré de https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=628187

Wilcoxon, F. (1945). Individual comparisons by ranking methods. Biometrics Bulletin, *1*(6), 80-83.

Wu, Z., Xue, B. et Wang, S. (2011). Analyse de l'impact de la fluctuation des prix du pétrole sur l'économie chinoise sur la base du modèle VAR. *Chinese Journal of Management Science, 19*(1), 21-28. (Version en chinois).