

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC

MÉMOIRE PRÉSENTÉ À L'UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À TROIS-RIVIÈRES

COMME EXIGENCE PARTIELLE DE LA MAÎTRISE EN ADMINISTRATION DES
AFFAIRES

PAR MOHAMED-ALI HAJJI

IMPACT DE L'INCERTITUDE LIÉE AUX POLITIQUES ÉCONOMIQUES SUR LE
RENDEMENT BOURSIER DES PETITES ET MOYENNES CAPITALISATIONS

MARS 2018

Université du Québec à Trois-Rivières

Service de la bibliothèque

Avertissement

L'auteur de ce mémoire ou de cette thèse a autorisé l'Université du Québec à Trois-Rivières à diffuser, à des fins non lucratives, une copie de son mémoire ou de sa thèse.

Cette diffusion n'entraîne pas une renonciation de la part de l'auteur à ses droits de propriété intellectuelle, incluant le droit d'auteur, sur ce mémoire ou cette thèse. Notamment, la reproduction ou la publication de la totalité ou d'une partie importante de ce mémoire ou de cette thèse requiert son autorisation.

SOMMAIRE

Durant les trente dernières années, l'étude des effets de l'incertitude sur l'activité économique a fait l'objet d'une littérature abondante (Bernanke, 1983 ; Boivin et Giannoni, 2006 ; Bloom, 2009). Au centre de ces études, une attention particulière a été accordée à l'impact de l'incertitude liée aux politiques économiques sur le rendement du marché boursier. Une part importante de recherches réalisées à ce sujet se consacre en effet sur les impacts domestiques (Pastor et Veronesi, 2012 ; Antonakakis et al., 2013 ; Li et al., 2015 ; Liu et Zhang, 2015 ; Hammoudeh et al., 2016). Leurs résultats convergent vers un constat d'un impact négatif des chocs d'incertitude liée aux politiques économiques à l'échelle locale sur le rendement de marchés boursiers.

Par ailleurs, la succession des crises durant les vingt dernières années ainsi que leurs propagations à l'échelle internationale a conduit à une situation où les marchés boursiers semblent être exposés aux innovations quant au niveau d'incertitude des politiques économiques d'origine régionale et internationale.

Ainsi, un nombre croissant de chercheurs se sont intéressés à l'effet de la transmission internationale des chocs d'incertitude sur le rendement des marchés boursiers mondiaux. Étant donné que les États-Unis représentent la première puissance économique mondiale, certains travaux ont souligné les effets néfastes de la propagation internationale des chocs d'incertitude américains sur les marchés boursiers internationaux (Ehrmann et Fratzscher, 2009 ; Klößner et Sekkel, 2014 ; Hammoudeh et al., 2016). Ce même constat a été confirmé dans les études portant sur l'impact de la transmission régionale des chocs d'incertitude sur le rendement des marchés boursiers, notamment les marchés boursiers européens (Zakartchouk, 2012 ; Sum, 2012).

À la lumière de la littérature abordée, il s'avère qu'il existe un impact négatif de l'incertitude liée à la conduite des politiques économiques à l'échelle locale, ainsi que de

la transmission internationale et régionale de chocs d'incertitude sur le rendement des marchés boursiers. Cependant, dans la majorité des travaux réalisés, les chercheurs se sont focalisés aux répercussions de l'incertitude liée aux politiques économiques sur les grandes capitalisations boursières.

En dépit de nombre accru des petites et moyennes entreprises cotées sur les places boursières mondiales. En effet, 80 % des capitalisations cotées sur la bourse de Paris sont des petites et moyennes valeurs (rapport annuel 2016 de l'observatoire du financement par le marché). La question de la réaction de ces titres boursiers face à l'incertitude liée aux politiques économiques n'a fait l'objet, à notre connaissance, d'aucune étude.

Au regard de ce constat, cette étude vise à examiner le rôle de l'incertitude liée aux politiques économiques dans l'explication des rendements boursiers en examinant l'effet des changements dans l'incertitude de la politique économique française (locale), européenne (régionale) et américaine (internationale) sur la performance boursière de petites et moyennes capitalisations françaises.

Pour répondre à cette question, nous entreprenons une étude empirique dont nous estimons trois modèles SVAR (Vecteur Auto Régressif Structurel) afin d'étudier la dynamique de rendement boursier des petites et moyennes capitalisations françaises à la suite de chocs d'incertitude inattendue d'origine française, européenne et américaine.

Pour y parvenir, nous identifierons d'abord les chocs structurels dans nos modèles grâce à la décomposition de Cholesky, puis nous analyserons les fonctions de réponse dynamiques aux chocs d'incertitude et enfin nous étudierons la décomposition de la variance des erreurs de prévisions à la suite d'un choc d'incertitude. Les indices EPU France, EPU Europe et EPU US développés par Baker, Bloom, et Davis (2013) mesurent le niveau d'incertitude liée aux politiques économiques françaises,

européennes et américaines. Quant à l'indice CAC PME, il suit la performance boursière de 20 à 40 petites et moyennes capitalisations françaises. Afin d'estimer l'impact de l'incertitude des politiques économiques européennes et françaises. Nous sommes limités dans l'utilisation des données mensuelles, même lorsque l'indice CAC PME est disponible à des fréquences plus élevées, parce que les indices EPU Europe et EPU France ne sont disponibles qu'à la fréquence mensuelle. Cependant, nous utilisons des données journalières de l'indice EPU US et CAC PME pour examiner l'impact de l'incertitude des politiques économiques américaine sur le rendement des petites et moyennes capitalisations françaises.

Les résultats de la décomposition de Cholesky, l'étude des fonctions de réponse impulsionnelles et de la décomposition de la variance des erreurs de prévision ont montré que l'incertitude liée aux politiques économiques françaises (locales) a un impact significatif sur le rendement boursier de petites et moyennes capitalisations françaises. Toutefois, c'est un impact est non persistant. De plus, les résultats ont révélé l'absence des effets significatifs de la transmission internationale des chocs d'incertitude américains ainsi, que de la transmission régionale des chocs d'incertitude européens sur la performance boursière de petites et moyennes entreprises françaises cotées sous l'indice CAC PME.

Les résultats de la présente étude débouchent sur les opportunités que les investisseurs pourraient gagner après une augmentation de l'incertitude liée aux politiques économiques françaises, européennes et américaines en investissant dans les actions de petites et moyennes entreprises françaises cotées sous l'indice CAC PME sur le marché français. Une autre conséquence est que pour les dirigeants des PME françaises cotées sous l'indice CAC PME, leurs entreprises sont à l'abri des effets néfastes de l'incertitude liée aux politiques économiques, peu importe ses origines. Et donc, cette variable n'influencera pas leurs décisions concernant les projets d'investissement et d'embauche.

TABLE DES MATIÈRES

SOMMAIRE	II
LISTE DES TABLEAUX	VII
LISTE DES FIGURES	VIII
LISTE DES ABBRÉVIATIONS.....	IX
REMERCIEMENTS	X
CHAPITRE 1 INTRODUCTION ET PROBLÉMATIQUE.....	1
CHAPITRE 2 CONTEXTE THÉORIQUE	11
2.1 CONCEPT D'INCERTITUDE	11
2.1.1 Définitions	11
2.1.2 Les outils de mesure de l'incertitude	13
2.2 IMPACT DE L'INCERTITUDE DES POLITIQUES ÉCONOMIQUES SUR L'ACTIVITÉ ÉCONOMIQUE ..	18
2.3 IMPACT DOMESTIQUE DE L'INCERTITUDE DES POLITIQUES ÉCONOMIQUES SUR LE MARCHÉ	
BOURSIER.....	23
2.4 LES CANAUX DE TRANSMISSION DE L'INCERTITUDE À L'ÉCONOMIE RÉELLE	25
2.5 TRANSMISSION INTERNATIONALE ET RÉGIONALE DE L'INCERTITUDE DES POLITIQUES	
ÉCONOMIQUES	28
2.5.1 Transmission internationale des chocs d'incertitude américains	28
2.5.2 Transmission régionale des chocs d'incertitude	31
2.5.3 Les canaux de transmission internationale des chocs d'incertitude	32
CHAPITRE 3 CADRE MÉTHODOLOGIQUE.....	36
3.1 MODÉLISATION VAR	36
3.1.1 Représentation générale du modèle VAR.....	36
3.1.2 Stationnarité du modèle VAR	37
3.1.3 Écriture moyenne mobile (VMA) d'un modèle VAR	38
3.1.4 Choix du nombre de retards (p)	38
3.1.5 Exemple introductif d'un modèle VAR	39
3.2 FORME STRUCTURELLE DU MODÈLE VAR (SVAR)	40
3.2.1 Définition	40
3.2.2 Estimation d'un modèle SVAR.....	41
3.3 LES FONCTIONS DE RÉPONSES DYNAMIQUES	45
3.4 LA DÉCOMPOSITION DE LA VARIANCE DES ERREURS DE PRÉVISION.....	46
3.5 DESCRIPTION DES VARIABLES	47
3.5.1 L'indice boursier CAC PME	49
3.5.2 Présentation des indices EPU.....	50
3.6 DESCRIPTION DE LA BASE DE DONNÉES	52
CHAPITRE 4 PRÉSENTATION DES RÉSULTATS	53
4.1 ESTIMATION DU NOMBRE DE RETARDS	53

4.2	LA DÉCOMPOSITION DE CHOLESKY	57
4.3	LES FONCTIONS DE RÉPONSES DYNAMIQUES.....	60
4.4	LA DÉCOMPOSITION DE LA VARIANCE D'ERREUR DE PRÉVISION	64
4.5	SOMMAIRE DES RÉSULTATS.....	68
CHAPITRE 5	DISCUSSION	70
5.1	IMPACT DES CHOCS D'INCERTITUDE LOCAUX SUR LE RENDEMENT BOURSIER DES PETITES ET MOYENNES CAPITALISATIONS FRANÇAISES.....	70
5.2	IMPACT DE LA TRANSMISSION RÉGIONALE DES CHOCS D'INCERTITUDE EUROPÉENS SUR LE RENDEMENT BOURSIER DES PETITES ET MOYENNES CAPITALISATIONS FRANÇAISES	72
5.3	IMPACT DE LA TRANSMISSION INTERNATIONALE DES CHOCS D'INCERTITUDE AMÉRICAINS SUR LE RENDEMENT BOURSIER DES PETITES ET MOYENNES CAPITALISATIONS FRANÇAISES.....	74
	CONCLUSION.....	76
	ANNEXES.....	79

LISTE DES TABLEAUX

Tableau 1 Le choix de nombre de retards optimal du modèle 1 selon le critère de Schwartz.....	54
Tableau 2 Le choix de nombre de retards optimal du modèle 2 selon le critère de Schwartz.....	55
Tableau 3 Le choix du nombre de retards optimal du modèle 3 selon le critère de Schwart.....	56
Tableau 4 La décomposition de Cholesky pour le modèle 1	57
Tableau 5 La décomposition de Cholesky dans le modèle 2	58
Tableau 6 La décomposition de Cholesky dans le modèle 3	59
Tableau 7 Synthèse des résultats.....	69

LISTE DES FIGURES

Figure 1: (a) réponse dynamique de la variable EPU France à un choc d'incertitude français. (b) réponse dynamique de la variable CAC PME à un choc d'incertitude français.	61
Figure 2: (a) réponse dynamique de la variable EPU Europe à un choc d'incertitude européen. (b) réponse dynamique de la variable CAC PME à un choc d'incertitude européen.	62
Figure 3: (a) réponse dynamique de la variable EPU US à un choc d'incertitude américain. (b) réponse dynamique de la variable CAC PME à un choc d'incertitude américain.	63
Figure 4: (a) décomposition de la variance de la variable EPU France suite à un choc d'incertitude français. (b) décomposition de la variance de la variable CAC PME suite à un choc d'incertitude français.	65
Figure 5: (a) décomposition de la variance de la variable EPU Europe suite à un choc d'incertitude européen. (b) décomposition de la variance de la variable CAC PME suite à un choc d'incertitude européen.	66
Figure 6: (a) décomposition de la variance de la variable EPU US à la suite d'un choc d'incertitude américain. (b) décomposition de la variance de la variable CAC PME à la suite d'un choc d'incertitude américain.	68

LISTE DES ABBRÉVIATIONS

BRIC	Brésil, Russie, Inde et la Chine
CAC	Cotation assistée en continue
CAC PME	Cotation assistée en continue pour les petites et moyennes entreprises
EPU	Economic policy uncertainty
FMI	Fond monétaire internationale
G7	Groupe de sept pays (Allemagne, Canada, États-Unis, France, Italie, Japon et Royaume-Uni et l'Union européenne)
PEA	Plan d'épargne en actions
PEA-PME	Plan d'épargne en actions dédié aux petites et moyennes entreprises
PME	Petites et moyennes entreprises
PIB	Produit intérieur brut
SVAR	Vecteur auto régressif structurel
UE	Union européenne
VAR	Vecteur auto régressif
VIX	Volatility Index

REMERCIEMENTS

Une fois arrivé en 2015 au Canada, j'ai eu la chance d'intégrer un MBA à Trois-Rivières peu de temps après. Ces trois années d'études m'ont permis de découvrir et d'améliorer plusieurs domaines de connaissances divers et variés. Cependant, la fin de ce parcours se finissant par l'écriture de ce présent mémoire, ne me laissait pas imaginer la charge de travail et sacrifices que cela impliquait.

Dans cette aventure, j'ai eu la chance et le plaisir de croiser le chemin de nombreuses personnes qui ont su m'apporter une aide, une écoute et un partage de connaissance qui a su dépasser mes attentes. J'aimerais leur rendre une attention particulière.

Je remercie en premier lieu mon encadreur, Mr. Chihi Foued, pour sa disponibilité, son suivi attentif et ses conseils avisés mais aussi et surtout d'avoir proposé ce sujet enrichissant.

Je tiens aussi à dédicacer ce travail aux personnes qui me si cher et qui dans tous les moments de ma vie ont été présent ; ma famille. Ma mère, Nabiha Ftiti, toujours à mon écoute, qui sait me soutenir, me conseiller et qui sans n'aurai pu me donner autant de courage et d'énergie, dont elle seule est si puissante. Mon père, Boujemaa Hajji qui a propulsé mon envie d'étudier, de parcourir le monde et d'avoir une approche sur celui-ci toujours plus curieuse et diversifiée. Mes sœurs Islem et Nermin Hajji par leurs soutiens, leurs aides, leurs disponibilités et celui de m'accorder des rires dans ces longs moments d'étude.

Mes fidèles amis qui m'ont supporté et aidé. Mohamed Amine, Nafwel, Felix et Samuel et mes professeurs Yves et Issam.

Mes amis, mes collègues, et toutes ces personnes dont j'oublie de citer le nom que ma formation, le Québec, la vie m'ont permis de rencontrer, qui m'ont encouragé et soutenu.

Chapitre 1 INTRODUCTION ET PROBLÉMATIQUE

L'économie est une science sociale, puisqu'elle incarne la dimension psychologique et sociologique. Ainsi, il est impossible de pouvoir prétendre que les recommandations proposées par exemple à l'économie américaine pourraient être efficaces pour toutes les économies du monde. Par ailleurs, un modèle économique jugé comme valable et pertinent pendant les Trente Glorieuses peut être fortement critiqué et rejeté de nos jours. Il ressort ainsi qu'à l'inverse des sciences exactes qui se distinguent par leur déterminisme, la science économique se caractérise par un niveau d'incertitude plus important.

À ce propos, il s'avère que l'efficacité des décisions économiques dépend en grande partie de la capacité des décideurs à disposer du maximum d'informations correctes et traduisant la réalité telle qu'elle est. Pour y parvenir, l'incertitude économique devient de plus en plus suivie et analysée par les entreprises, les décideurs politiques, ainsi que les chercheurs universitaires à travers le monde. Dans cette perspective, les chercheurs ont souhaité identifier les sources de l'incertitude. Ainsi, ils ont montré que les politiques économiques peuvent contribuer à l'incertitude.

En effet, les gouvernements influencent considérablement l'environnement dans lequel opèrent les entreprises. Cette influence se manifeste à travers les politiques économiques adoptées, à l'instar du prélèvement des taxes, les subventions, changement des taux d'intérêt, la réglementation de la concurrence, et la définition des politiques environnementales (Pastor et Veronesi, 2012).

En effet, les gouvernements peuvent contribuer à l'incertitude économique, et ce, en changeant leurs règles de temps en temps. Selon Baker et al. (2013, p.4), l'incertitude de la politique économique concerne « l'incertitude quant à qui prendra les décisions de

politique économique, quelles actions de politique économique seront entreprises, quand elles seront adoptées, les impacts économiques des actions politiques passées, présentes et futures, et l'incertitude induite par l'inaction des politiques. »

En outre, durant la dernière décennie, l'incertitude liée à la conduite des politiques économiques a enregistré des niveaux élevés à la fois aux États-Unis et en Europe. Par conséquent, il y a eu un regain d'intérêt pour l'étude des impacts de ce type d'incertitude sur l'activité économique en général et sur les marchés financiers en particulier.

Toutefois, il est difficile de quantifier l'incertitude, car c'est une variable, complexe, non observable et multiforme (St-Pierre et Labelle, 2017). À ce propos, dans le but de quantifier empiriquement l'impact de l'incertitude, plusieurs chercheurs ont tenté de développer des mesures d'incertitude économiques à l'aide de diverses méthodes.

Ainsi, la méthode d'analyse textuelle des archives des journaux qui traitent de l'incertitude économique a été largement adoptée dans les recherches pour mesurer la variable incertitude économique (Ramey et Shapiro, 1998 ; Wu et Cavello, 2012 ; Ramey, 2009 ; Alexopoulos et Cohen, 2015). D'autres chercheurs font recours à des données plutôt qualitatives de terrain pour mesurer l'incertitude économique. Il s'agit des enquêtes réalisées auprès des différents intervenants économiques pour évaluer leur perception quant à l'état actuel et futur de l'économie (Bachmann et al., 2013 ; Scotti, 2016).

Pour leur part, Baker, Bloom et Davis (2013) ont développé une nouvelle mesure d'incertitude liée à la conduite des politiques économiques pour certains pays développés (*Economic Policy Uncertainty Index* – EPU index). C'est une mesure qui regroupe des données quantitatives et qualitatives pour évaluer l'incertitude. En effet,

l'indice EPU construit sur la base de trois composantes. La première quantifie la couverture par les journaux de l'incertitude économique liée aux politiques économiques. La deuxième composante mesure l'incertitude quant à la politique fiscale. Une troisième composante est utilisée comme indicateur de l'incertitude de la politique budgétaire et monétaire.

Par la suite, ces différents instruments de mesure ont été à l'origine d'un corpus important de la littérature économique ayant étudié l'impact de l'incertitude liée aux politiques économiques sur l'activité économique. Il en ressort que, l'incertitude quant aux politiques économiques entraîne, d'une part, un durcissement des conditions financières sur le marché, réduit les investissements et diminue la consommation (Bloom, 2009 ; Nodari, 2014, Gilchrist et al., 2014 ; Leduc et Liu, 2016). Par ailleurs, elle augmente l'inflation et le taux de chômage. (Ferrara et Guérin, 2016 ; Baas et al., 2017).

Pour mieux comprendre les origines de retombées négatives de l'incertitude liée aux politiques économiques sur l'économie, certains chercheurs se sont intéressés aux mécanismes de transmission des chocs d'incertitude à la sphère réelle. Dans cette perspective, les principaux canaux évoqués dans la littérature économique et financière sont, le canal de l'option réelle (Bloom, 2009 ; Nodari, 2014), l'effet de l'épargne de précaution (Kimbal, 1990 ; Romer et al., 1990 ; Leduc et Liu, 2016) et les marchés financiers qui peuvent jouer un rôle dans la transmission de l'incertitude liée aux politiques économiques à travers l'amplification des frictions financières telles que la prime de risque et l'asymétrie de l'information à la suite des chocs d'incertitude (Brogaard et Detzel, 2015 ; Popp et zhang, 2016 ; Bordo et al., 2016).

D'autres chercheurs ont accordé une attention particulière à l'impact de l'incertitude liée aux politiques économiques sur le rendement du marché boursier. Par ailleurs, leurs résultats convergent vers une augmentation avérée de la volatilité du

marché boursier en présence d'incertitude des politiques économiques (Fernández-Villaverde et Rubio-Ramírez, 2010 ; Pastor et Veronesi, 2012). De plus, certaines études ont documenté l'existence d'un impact négatif de l'incertitude des politiques économiques locales et le rendement de marchés boursiers étudiés (Antonakakis et al., 2013 ; Alexopoulos et Cohen ,2015 ; Christo et al., 2017). À cet égard, Brogaard et Detzel (2012) ont mesuré l'impact de l'incertitude des politiques économiques sur le fonctionnement des marchés boursiers dans 21 pays. Ils ont conclu qu'une augmentation de l'incertitude de la politique économique nationale de 1 % diminue les rendements des actions de 2,9 %, et augmente la volatilité du marché de 18 %.

L'intégration économique et financière avérée au cours des vingt dernières années a conduit à une situation où la réaction des marchés financiers n'est plus due uniquement aux facteurs locaux, mais aussi aux nouvelles macroéconomiques et financières d'origine régionale et internationale. À ce sujet, une littérature abondante a mis l'accent sur l'impact de la transmission internationale des chocs d'incertitudes liées à la conduite des politiques économiques sur le rendement de marchés boursiers (Klößner et Sekkel, 2014 ; Sum, 2012 ; Ko et Lee, 2015).

Étant donné le poids de l'économie américaine à l'échelle mondiale, de nombreux chercheurs se sont intéressés davantage à la transmission internationale des chocs américains vers les marchés boursiers mondiaux. À ce propos, Sum (2012) a fourni des preuves sur l'importance de l'effet macro financier des chocs américains sur l'économie européenne particulièrement à travers les principales places boursières européennes.

Dans la même perspective, à la suite de la succession des crises affectant la zone euro (la crise des dettes souveraines européennes en 2011, le Brexit 2016), plusieurs chercheurs ont tenté d'examiner l'impact de la transmission régionale des chocs d'incertitude sur les marchés boursiers. À cet égard, Zakhartchouk (2012) a examiné

l'impact des chocs d'incertitude européens sur le marché financier français. Les résultats ont montré qu'à la suite d'un choc d'incertitude européen, le principal indice boursier français (le CAC 40) perd immédiatement environ 10 % de sa valeur par rapport à son niveau avant le choc.

Il en découle l'existence d'un impact significatif et négatif de l'incertitude liée à la conduite des politiques économiques locales, ainsi que sa transmission internationale et régionale, d'une part, et le rendement des marchés boursiers d'autre part. (Pastor et Veronesi, 2012 ; Brogaard et Detzel, 2012 ; Klößner et Sekkel, 2014 ; Ko et Lee, 2015 ; Baker et al., 2016).

Toutefois, dans la majorité des travaux réalisés à ce sujet, les chercheurs se sont intéressés à la capitalisation agrégée des grandes entreprises cotées sur différentes places boursières. À titre d'exemple, les travaux de Bloom (2009), Pastor et Veronesi (2012) et Antonakakis et al. (2013) ont documenté l'impact de chocs d'incertitude sur le rendement boursier de l'indice S&P 500 qui reproduit la performance de grandes entreprises cotées sur les marchés boursiers américains. Quant à Zakhartchouk (2012), il a utilisé des données liées au rendement boursier de l'indice CAC 40 consacré aux grandes capitalisations françaises cotées sur la place parisienne, et ce, afin d'examiner la réaction de ces titres face à des chocs d'incertitude d'origine régionale.

Il s'avère ainsi que les recherches théoriques et empiriques, n'ont pas traité suffisamment de l'impact de l'incertitude liée aux politiques économiques sur les petites et moyennes entreprises cotées en bourse, et ce, malgré l'importance de ces entreprises dans le tissu économique à l'échelle mondiale. En effet, les PME contribuent à l'ordre de 50 % des emplois et de la production industrielle en France (rapport annuel 2016 de l'observatoire du financement par le marché).

Au cours de ces dernières années, les PME ont eu de plus en plus recours aux marchés boursiers pour financer leur croissance. Toutefois, leurs titres sont peu attractifs auprès des investisseurs et professionnels. Ils sont considérés comme des placements à haut risque avec une faible rentabilité. Dans le but de stimuler le financement des PME sur les marchés boursiers et pour attirer l'attention des investisseurs vers ces titres, le gouvernement français a mis en place en 2014 un plan d'épargne en actions dédié aux petites et moyennes entreprises (PEA PME). Cette initiative a été à l'origine du lancement d'un nouvel indice boursier CAC PME sur la place boursière française, le 5 mars 2014. C'est un indice qui a pour objectif de favoriser l'investissement de l'épargne nationale dans les titres des petites et moyennes entreprises françaises éligibles au PEA-PME. Le CAC PME est composé par des entreprises qui emploient moins de 5000 salariés, réalisant un chiffre d'affaires annuel inférieur à 1,5 milliard d'euros et disposent d'un total de bilan inférieur ou égal à 2 milliards d'euros.

En partant de la littérature précédente, on tentera au niveau de cette recherche d'estimer le niveau de l'impact exercé par les chocs d'incertitude liés aux politiques économiques, et françaises (locales), européennes (régionales), américaines (internationales) sur le rendement boursier des petites et moyennes entreprises françaises cotées sous l'indice CAC PME. Ce travail a donc trois objectifs :

- 1) Examiner l'impact de l'incertitude liée aux politiques économiques françaises (locales) sur le rendement boursier des petites et moyennes françaises cotées.
- 2) Évaluer la réaction des petites et moyennes valeurs boursières françaises face à l'incertitude liée aux politiques économiques européennes (régionales).
- 3) Estimer l'effet de la transmission de chocs d'incertitude américains (internationale) sur le rendement boursier des petites et moyennes entreprises françaises cotées sous l'indice CAC PME.

Pour y parvenir, on propose trois modèles économétriques vecteurs autorégressifs structurels (SVAR). Les autos régressions vectorielles structurelles (SVAR), proposées à l'origine par Sims (1980) ont occupé une place de choix dans les recherches empiriques menées sur l'impact des chocs sur les marchés boursiers (Bloom, 2009 ; Antonakakis et al. 2013 ; Brogaard et Detzel, 2015 ; Klößner et Sekkel, 2014). En plus, la méthode Vectorielle Auto Régressive Structurelle (SVAR) est plus précise que le simple modèle VAR, car elle permet d'imposer certaines hypothèses concernant les réactions des variables à différents types de chocs, en référence à la théorie économique, ce qui assure une meilleure interprétation des résultats. Nous utiliserons les indices EPU développés par Baker, Bloom et Davis (2013) pour mesurer l'incertitude liée aux politiques économiques.

Nous intéresserons précisément, aux indices, EPU US, EPU Europe et EPU France. Le choix de cet instrument de mesure est justifié par sa popularité dans la littérature économique et financière au sujet de l'impact de l'incertitude des politiques économiques ainsi que sa transmission sur les marchés boursiers (Baker et al., 2013 ; Pastor et Veronesi, 2012 ; Antonakakis et al., 2013 ; Brogaard et Detzel, 2012 ; Klößner et Sekkel, 2014). En ce qui concerne le rendement boursier de petites et moyennes valeurs, nous utiliserons l'indice CAC PME qui calque les performances de 20 à 40 petites et moyennes entreprises françaises cotées sur la place parisienne. Le CAC PME est un support intéressant pour suivre l'évolution des de petites et moyennes valeurs sur le marché boursier parisien.

L'objectif de nos modèles SVAR consiste à estimer la réaction de l'indice CAC PME face à :

- L'incertitude liée à la conduite des politiques économiques françaises mesurée par l'indice EPU France ;
- L'incertitude liée à la conduite des politiques économiques européennes mesurée par l'indice EPU Europe ;

- L'incertitude liée à la conduite des politiques économiques américaines mesurée par l'indice EPU US ;

Par conséquent, ce travail de recherche consistera à répondre à la problématique suivante :

Quel est l'impact de l'incertitude liée à la conduite des politiques économiques françaises, européennes et américaines sur le rendement boursier des petites et moyennes capitalisations françaises ?

À ce propos, nous estimons que l'examen de l'impact des chocs d'incertitude liée à la conduite des politiques économiques locales, ainsi que leur transmission internationale et régionale sur le rendement boursier des petites et moyennes capitalisations françaises, présente un intérêt aussi bien théorique qu'empirique.

Les études portant sur l'impact de l'incertitude liée aux politiques économiques et le rendement de grandes capitalisations boursières sont multiples (Pastor et Veronesi, 2012 ; Brogaard et Detzel, 2012 ; Ko et Lee, 2015). Cependant, il importe de mentionner que jusqu'à maintenant, la question de la réaction de petites et moyennes capitalisations boursières face à l'incertitude liée aux politiques économiques n'a fait l'objet, à notre connaissance, d'aucune étude.

Au regard de ce constat, notre contribution théorique consiste à estimer l'ampleur des chocs d'incertitude sur le rendement boursiers des petites et moyennes capitalisations. Il s'agit plus précisément de déterminer l'impact des chocs d'incertitude, d'origine française, européenne et américaine sur les rendements boursiers des petites capitalisations françaises (CAC PME). Cette enquête pourrait ainsi déboucher sur l'évaluation du niveau de cet impact provenant de chacune de ces sources (France, Europe, États-Unis).

En ce qui concerne la contribution empirique, ce travail de recherche servira de guide pour la gestion de portefeuille. À ce propos, dans un processus de construction du portefeuille, notre étude permet de comprendre si un portefeuille composé des indices boursiers des petites et moyennes valeurs françaises sera affecté par le niveau d'incertitude liée à la conduite des politiques économiques françaises, européennes et américaines. D'autre part, les investisseurs peuvent utiliser cette étude comme guide dans la prévision de la rentabilité des petites et moyennes capitalisations cotées sur l'indice CAC PME.

En effet, il est difficile pour les intervenants (investisseurs, assureurs et gestionnaire de portefeuille) sur le marché boursier français relatif aux PME, de prévoir la réaction de ces titres face aux chocs d'incertitude économique. Cette difficulté empêche ces intervenants de pouvoir mobiliser les opérations de couverture appropriées. Ces opérations de couverture concernent la fixation d'une prime de risque liée à l'action et l'achat des contrats à terme et d'options (Tatavin, 2015). Ainsi, ce travail de recherche pourrait représenter une source d'informations pour ces intervenants, leur permettant d'identifier les opérations de couverture adéquates.

En outre, les résultats pourront servir aux dirigeants des PME françaises cotées sous l'indice CAC PME comme un outil de décision au niveau de l'investissement. Par ailleurs, ces résultats pourront représenter un indicateur supplémentaire dans le tableau de bord de ces PME. En effet, ils permettront aux dirigeants d'évaluer l'impact de l'incertitude des politiques économiques provenant de la France, de l'Europe, et des États-Unis sur la performance financière de leurs entreprises. Cette évaluation de l'impact conditionnera les projets d'investissement, d'embauche et les opérations de couverture appropriées pour se prémunir contre cette incertitude.

La présente étude sera structurée comme suit. La section 2 sera consacrée à une revue de la littérature. La section 3 décrira les données utilisées et la méthodologie de

recherche adoptée. La section 4 présentera les principaux résultats. La section 5 sera dédiée à la discussion des résultats obtenus. Finalement, la section 6 rapportera les conclusions.

Chapitre 2 CONTEXTE THÉORIQUE

2.1 CONCEPT D'INCERTITUDE

2.1.1 Définitions

Dans la littérature économique, les notions de risque et d'incertitude étaient souvent confondues. À ce propos, plusieurs chercheurs ont tenté de soulever la différence entre ces deux concepts. Dans son ouvrage, « *Risk, Uncertainty and Profit* » Knight (1921) considère « une situation de choix en avenir incertain est une situation de risque, lorsqu'il est possible d'associer à chaque stratégie une distribution de probabilité des résultats. On se retrouvera au contraire dans une situation d'incertitude lorsque le décideur ne sera pas en mesure d'établir de telles distributions » (cité par Gilles, 1992, p.54). Il ressort de cette définition, une distinction significative entre le risque et l'incertitude. En effet, le risque peut être considéré comme une situation particulière de l'incertitude avec des probabilités connues ou des probabilités objectivement déterminées. Toutefois, on parle d'incertitude lorsqu'on ne sera pas en mesure d'associer des probabilités à l'occurrence des événements futurs dans un avenir incertain ou inconnu (Ellsberg, 1961).

Cette distinction demeure insuffisante pour bien définir la notion de l'incertitude. À ce propos, St-Pierre et Labelle (2017) estiment qu'il n'existe pas une définition universelle de l'incertitude. En effet, les chercheurs considèrent que les travaux réalisés dans ce domaine contribuent davantage à en caractériser différentes dimensions qu'à la définir.

Un survol de la littérature a montré l'existence de deux approches en matière d'incertitude économique, une approche positiviste et une approche comportementale. L'approche positiviste affirme que l'incertitude existe indépendamment de la perception des décideurs, selon cette perspective l'incertitude économique est qualifiée d'objective (Mc Mullen et Shepherd, 2006 ; Lueg et Borisov, 2014). À cet égard, selon Aladwani

(2002) l'incertitude dépend non seulement du degré d'ambiguïté, et de complexité d'un système, mais aussi de son taux d'instabilité et du changement continu des différents paramètres qui le composent (cité par St-Pierre et Labelle, 2017). De même, Duncan (1972) a indiqué qu'une forte incertitude se produit lorsque les éléments qui constituent un environnement sont dissemblables et changent constamment.

De plus, Ilvabare, Probert et Phaal (2014) définissent l'incertitude comme l'insuffisance ou l'imperfection de la connaissance ou de l'information essentielle à la prise de décision, concernant les événements passés, présents ou futurs, ou les conditions dans et autour d'un système organisationnel. Pour ce qui est de l'approche comportementale, elle suppose que l'incertitude résulte de la perception des décideurs quant à leur incapacité à prédire le résultat de leurs actions en assignant des probabilités d'occurrence (St-Pierre et Label, 2017). Par ailleurs, l'incertitude n'est pas vue de la même façon par tous les décideurs, et, par conséquent, elle est subjective. Selon Milliken (1987), les dirigeants d'une organisation confrontent l'incertitude lorsqu'ils tentent d'analyser, de comprendre et de réagir aux conditions de l'environnement externe.

Dans la même lignée, Fajgelbaum (2016) définit l'incertitude comme la variance de croyances des chefs d'entreprises. En effet, le terme croyances signifie la vision des dirigeants concernant l'état de la situation à la lumière des informations qu'ils disposent. Quant aux Jurado et al. (2015), ils considèrent l'incertitude économique comme étant la volatilité conditionnelle d'une perturbation qui est imprévisible pour un grand nombre de variables macroéconomiques, du point de vue des agents économiques.

En outre, certains chercheurs considèrent l'incertitude subjective comme étant un concept multidimensionnel. À cet égard, dans son ouvrage « Three Types of Perceived Uncertainty about the Environment : State, Effect, and Response Uncertainty », Milliken (1987) s'intéresse aux trois dimensions de l'incertitude perçue par les décideurs dans un contexte de prise de décision. Il s'agit d'abord, de l'incertitude quant aux

mesures que pourraient prendre les parties prenantes (les consommateurs, les concurrents, le gouvernement, etc.). Ce type d'incertitude concerne aussi la probabilité ou de la nature des changements généraux de l'état de l'environnement (tendances socioculturelles, changements démographiques), cette dimension est appelée « *state uncertainty* ». Appelée « *effect uncertainty* » ce deuxième type d'incertitude est défini comme une incapacité à prédire quelle sera la nature de l'impact d'un futur état de l'environnement ou du changement environnemental sur l'organisation. Enfin, l'incertitude de réponse (*response uncertainty*) est définie comme un manque de connaissances des possibilités de réponse aux changements environnementaux et à l'incapacité de prédire les conséquences probables d'un choix de réponse.

Dans le même ordre d'idée, Weber (2000) distingue deux catégories d'incertitude dans la gestion stratégique. La première concerne l'incertitude perçue quant à l'environnement de l'organisation. Il s'agit d'un manque de connaissances complètes et de l'imprévisibilité de l'environnement interne et externe de l'organisation. La deuxième est plutôt propre à la prise de décision, elle concerne les circonstances dans le choix de décision où les informations nécessaires sont incomplètes.

2.1.2 Les outils de mesure de l'incertitude

Après avoir défini la notion de l'incertitude, il semble judicieux de s'intéresser aux éléments permettant de quantifier son niveau d'importance. Ainsi, cette partie sera consacrée aux outils de mesure de l'incertitude.

L'incertitude est un concept général et non observable. Par conséquent, c'est une notion difficile à mesurer. Néanmoins, un certain nombre de mesures d'incertitude ont été introduites dans la littérature économique. L'utilisation de ces différentes mesures d'incertitude pour quantifier ces impacts sur l'activité économique débouche sur des résultats différents. Parmi ces outils de mesure, on trouve l'indice de volatilité implicite (VIX) développée par Brenner et Galai (1986) qui mesure la volatilité anticipée du

marché boursier américain (l'indice S&P 500). Selon Bekaert, Hoerova et Lo Duca (2013), les fluctuations du VIX reflètent fortement les mouvements d'incertitude. Cette mesure était fréquemment adoptée dans les travaux qui s'intéressent à l'impact de l'incertitude économique sur la volatilité des marchés boursiers.

Par la suite, Dzieliński (2012) a développé un nouvel instrument de mesure de l'incertitude économique. En effet, c'est une mesure basée sur la prévalence des recherches internet pour les expressions telles que, « economy », « economics ». En effet, le chercheur se réfère à une approche provenant de la littérature psychologique, qui stipule que la résolution de l'incertitude est la motivation principale pour la recherche d'informations (Wilson, 1999).

Dans la même veine, Donadelli (2015) suggère que l'incertitude sur l'état de l'économie peut être saisie par le volume de recherches sur Google pour les sujets liés aux politiques économiques. Par ailleurs, l'auteur propose une mesure d'incertitude construite à la base de trois indices en s'appuyant sur le volume des recherches sur internet :

- 1) Un indice basé sur le volume des recherches de Google sur le mot « marché boursier américain » ;
- 2) Un deuxième indice basé sur le volume de recherches de Google sur le mot « politique américaine » ;
- 3) Le troisième indice il est basé sur le volume de recherches de Google sur le mot « Fed américaine ».

Appelé la méthode d'analyse textuelle, cet outil a été largement adopté dans les recherches pour mesurer la variable incertitude économique. Il s'agit d'analyser les archives des journaux pour mesurer le niveau d'incertitude perçu par les différents agents économiques (Ramey et Shapiro, 1998 ; Wu et Cavello, 2012 ; Ramey, 2009). À ce propos, Alexopoulos et Cohen (2015) ont développé un indice qui mesure d'une

manière générale le niveau de l'incertitude économique. Cet indice est fondé sur une analyse textuelle détaillée des articles publiés dans le *New York Times*. Les chercheurs suggèrent l'utilisation d'un ensemble de mots clés par exemple « incapable de prédire », « incertain » et « économie », dans le but de fournir une image plus complète de l'incertitude économique.

Dans la même perspective, pour capturer l'incertitude de la politique économique spécifique à chaque pays, Brogaard et Detzel (2012) ont construit une mesure d'incertitude basée sur la fréquence des articles décrivant l'incertitude de la politique économique dans 21 pays. Les articles doivent contenir des mots reflétant l'incertitude des agents économiques tels qu'« ambigu », « incertain », « non confirmée », « indécise », de même que, des termes spécifiques aux politiques économiques tels que « banque centrale », « taxe », « règlement ».

Dans leur ouvrage « *Measuring Economic Policy Uncertainty* », Scott R. Baker, Nicholas Bloom, et Steven J. Davis (2013) ont élaboré une nouvelle méthode de mesure d'incertitude liée à la conduite des politiques économiques dans 12 pays. Il s'agit de l'*Economic Policy Uncertainty index* (EPU index) qui suit les effets d'incertitude des politiques économiques sur : la volatilité implicite du marché d'actions, les taux d'investissement au niveau des entreprises, les taux de croissance de l'emploi et le niveau de la production industrielle. Par sa construction, l'indice EPU pourrait être lié à l'incertitude quant aux changements des politiques fiscales monétaires et budgétaires des États. Dans le contexte américain, l'indice EPU US est calculé à fréquence journalière et construit sur la base de trois composantes, soit :

- 1) La fréquence à laquelle des expressions telles que « politique économique » et « incertitude » apparaissent ensemble dans les médias. En effet, l'incertitude sur les décisions de politique économique est prise en compte par le nombre d'articles contenant des termes spécifiques liés aux politiques (incertitude ou incertain, économique ou économique, Congrès, déficit, réserve fédérale,

législation, réglementation). Les articles proviennent des 10 grands journaux américains à savoir: *Boston Globe*, *Chicago Tribune*, *Dallas Morning News*, *Los Angeles Times*, *Miami Herald*, *New York Times*, *San Francisco Chronicle*, *USA Today*, *Wall Street Journal* et *Washington Post*.

- 2) Le nombre de dispositions fiscales qui doivent expirer au cours des prochaines années. Cette composante donnera une mesure du degré d'incertitude qui concerne la voie que le code fiscal fédéral prendra dans l'avenir.
- 3) L'écart des prévisions des dépenses publiques et de l'inflation. En effet, les chercheurs utilisent le désaccord prévisionnel sur les achats des gouvernements fédéraux et des États locaux comme instrument de mesure de l'incertitude de la politique budgétaire. Toutefois, les prévisions de désaccord sur l'inflation future sont utilisées comme mesure indirecte pour l'incertitude de la politique monétaire (Antonakakis et al. 2013).

Cependant, la série des indices EPU qui mesurent les niveaux d'incertitude des politiques économiques dans d'autres pays tels que la France, le Royaume-Uni et la Chine, est calculée à fréquence mensuelle uniquement sur la base de la première composante (la couverture journalière de l'incertitude économique liée aux politiques économiques).

D'autres chercheurs ont choisi un autre point de départ pour mesurer la variable incertitude économique. Par ailleurs, et partant de l'hypothèse qui stipule que l'incertitude n'est pas intrinsèquement liée aux fluctuations de l'activité économique, mais plutôt à sa prévisibilité. Jurado et al. (2015) ont calculé un indice d'incertitude à partir de la composante imprévisible d'un grand ensemble de variables macroéconomiques et financières. En effet, les chercheurs utilisent une grande base des données mensuelles macroéconomiques et financières. Leur objectif est d'estimer les facteurs de prévision dans ces deux domaines. Pour leur part, Rossi et Sekhposyan (2015) ont proposé un indice d'incertitude macroéconomique basé sur la comparaison de

l'erreur de prévision réalisée d'une variable macroéconomique (PIB) avec la distribution de l'erreur de prévision historique de cette variable.

Il existe une autre méthode pour mesurer l'incertitude économique qui est fréquemment utilisée dans la littérature. Il s'agit de la collecte des données qualitatives de terrain, des enquêtes réalisées auprès des différents intervenants économiques, des sondages et des entrevues. Cette méthode consiste à mesurer directement l'incertitude auprès des différents intervenants économiques et les prévisionnistes professionnels dans ce contexte, Bachmann et al. (2013) ont mesuré l'incertitude économique à partir du désaccord prévisionnel et la dispersion dans les erreurs de prévision à travers l'enquête sur les perspectives des entreprises américaines administrée par la Banque de Réserve Fédérale de Philadelphie.

Dans la même veine, Scotti (2016) se réfère aux données de l'enquête « *Bloomberg median survey* » pour calculer un indice d'incertitude lorsque les données économiques sont publiées. En effet, il s'agit de deux indices complémentaires ; le premier appelé « *surprise index* » mesure si les agents économiques sont ex post optimistes ou pessimistes sur l'état de l'économie réelle par rapport aux données économiques publiées. Le deuxième indice appelé « *uncertainty index* » mesure à quel point les agents économiques sont incertains (ex post) sur les conditions actuelles de l'activité réelle. L'objectif de cette proposition consiste à comparer les prévisions de date de pré libération pour des variables macroéconomiques, telles que le PIB et l'inflation avec leurs valeurs de sortie.

Quelle que soit la méthode utilisée pour mesurer l'incertitude économique, aucune de ces mesures n'a représenté un proxy parfait de cette variable abstraite. Toutefois, une part importante de recherches qui traitent l'incertitude liée aux politiques économiques, ainsi que ses impacts, se référant à la série des indices EPU développés par Scott R. Baker, Nicholas Bloom, et Steven J. Davis (2013). En somme, un large

éventail de mesures suggère que les ménages et les entreprises sont devenus plus incertains sur les perspectives économiques futures. D'où l'importance d'examiner l'impact de l'incertitude liée à la conduite des politiques économiques sur l'activité économique réelle.

2.2 IMPACT DE L'INCERTITUDE DES POLITIQUES ÉCONOMIQUES SUR L'ACTIVITÉ ÉCONOMIQUE

Les politiques économiques peuvent contribuer à l'incertitude. En effet, les gouvernements influencent considérablement l'environnement dans lequel opèrent les entreprises. Cette influence se manifeste à travers les politiques économiques adoptées, à l'instar du prélèvement des taxes, les subventions, changement des taux d'intérêt et la réglementation de la concurrence (Bloom, 2009 ; Pastor et Veronesi, 2012).

Par ailleurs, les gouvernements peuvent contribuer à l'incertitude économique, et ce, en changeant leurs politiques de temps en temps. Selon Baker et al. (2013, p.4), l'incertitude de la politique économique concerne « l'incertitude quant à qui prendra les décisions de politique économique, quelles actions de politique économique seront entreprises, quand elles seront adoptées, les impacts économiques des actions politiques passés, présentes et futures, et l'incertitude induite par l'inaction des politiques. ». Dans le même ordre d'idée, Pastor et Veronesi (2012) suggèrent que les politiques économiques adoptées par les gouvernements génèrent deux types d'incertitude. La première est liée à la politique choisie comme outil d'intervention. Quant à la deuxième, elle concerne plutôt l'incertitude liée à l'impact de cette nouvelle politique.

Il en ressort que les politiques économiques peuvent être considérées comme une source importante d'incertitude. Toutefois, elles peuvent subir les conséquences de l'incertitude. En effet, face à une incertitude élevée au niveau de l'environnement économique, les interventions des gouvernements à travers l'outil des politiques économiques dans un but de stabilisation semblent être inefficaces (Boivin et Giannoni,

2006 ; Bloom, 2009 ; Aastveit et al., 2013). Selon Baley et Blanco (2016), les décideurs de la politique monétaire possèdent moins de capacité à influencer le niveau de la production industrielle en présence d'une forte incertitude. De même, Bonciani et van Roye (2016) ont montré que la politique monétaire est inefficace pour compenser les effets de l'amortissement des chocs d'incertitude. Dans cette perspective, une étude menée sur le lien entre l'incertitude et les politiques économiques américaines, Bloom (2009) a conclu que la politique monétaire et fiscale est susceptible d'être particulièrement inefficace immédiatement après un choc d'incertitude.

Par la suite, de nombreux chercheurs ont fourni des preuves sur les effets néfastes de l'incertitude des politiques économiques sur l'environnement macroéconomique. À ce propos, Bloom (2009) a constaté qu'un niveau élevé d'incertitude liée à la conduite des politiques économiques génère un ralentissement rapide de l'activité économique. Zakhartchouk (2012) considère que l'augmentation de l'incertitude quant aux changements des politiques économiques est de nature à freiner l'activité économique. De plus, Baker et al. (2013) ont utilisé la série des indices EPU pour examiner l'impact de cette variable sur l'activité économique. Les chercheurs ont conclu que cette source d'incertitude ralentit la reprise économique.

Ainsi, à la suite de la crise financière 2007-2008, plusieurs économistes ont souligné le rôle de l'incertitude dans la création de la grande récession. À cet égard, Basu et Bundick (2011) ont déduit que l'incertitude accrue quant à l'avenir a contribué largement à l'aggravation de la Grande Récession. Alexopoulos et Cohen (2009) ont prouvé que les chocs d'incertitude sont capables de produire des récessions importantes dans l'année qui suit un choc d'incertitude positif. Dans le même ordre d'idée, Bloom (2013) suggère que l'incertitude est un mécanisme d'impulsion et de propagation des récessions. Le rapport « *Hopes, Realities, Risks* » publié par le *Fonds monétaire international* en 2013, à mentionner que l'incertitude entourant les politiques fiscales,

réglementaires et monétaires américaines et européennes a contribué à la récession économique mondiale entre 2008-2009 (cité par Baker et al.,2016).

En outre, diverses recherches ont souligné le rôle des chocs d'incertitude comme source importante de fluctuations de cycle économique (Bloom ,2009 ; Ilut et Schneider, 2014). Alexopoulos et Cohen (2009) suggèrent que les chocs d'incertitude devraient être ajoutés à la liste des chocs de politique monétaire, des chocs technologiques et des chocs pétroliers comme un déterminant des fluctuations du cycle économique à court terme. Les effets néfastes de l'incertitude sur l'environnement économique se manifestent davantage pendant les crises.

À ce propos, Caggiano et al. (2014) ont montré que l'activité réelle mesurée par la production industrielle et l'emploi chute d'une façon plus brutale et rapide lorsque les chocs d'incertitude frappent l'économie pendant les récessions. Dans le même ordre d'idée, Bonciani et Van Roye (2016) ont conclu que les effets des chocs d'incertitude sont plus prononcés en période de profond ralentissement économique.

En ce que concerne l'évaluation de l'impact de l'incertitude économique sur l'économie réelle, il s'avère que les auteurs s'intéressent principalement à l'examen des effets de l'incertitude des politiques économiques sur les agrégats macroéconomiques telles que l'investissement, la consommation, la production industrielle, l'emploi et le taux de change. Ainsi, de nombreuses études se sont intéressées à l'impact de l'incertitude liée à la conduite des politiques économiques sur les activités d'investissement (Bloom, 2007 ; Julio et Yook, 2012 ; Handley et Limao, 2015 ; Panousi et Papanikolaou, 2012 ; Gilchrist et al., 2014 ; Gulen et Ion, 2016).

Par ailleurs, Bernanke (1983), Higgs (1997) et Carruth et al. (2000) ont été parmi les premiers chercheurs qui ont démontré l'existence d'une corrélation négative entre un niveau élevé d'incertitude et le volume des investissements. Leurs résultats ont révélé

qu'un niveau élevé d'incertitude donne aux entreprises une incitation à retarder leurs projets d'investissement, voire même ne jamais les engager. En effet, face à une situation d'incertitude, les entreprises ont des doutes concernant les changements possibles dans les réglementations et les taxes. Par conséquent, les entreprises peuvent réduire la taille de leurs investissements, ou les reporter à une date ultérieure. Dans la même veine, Kang et al. (2014) ont montré qu'une incertitude élevée liée aux politiques économiques tend à diminuer les décisions d'investissement des entreprises.

Les résultats d'un bon nombre des études ont prouvé qu'un environnement économique caractérisé par un niveau élevé d'incertitude pourrait signaler un durcissement des conditions financières sur le marché, et par voie de conséquence, une baisse d'investissement. En effet, les chocs d'incertitude réduisent les attentes de la rentabilité des entreprises, étant donné l'augmentation du risque parcouru. Cette situation débouche sur un coût de financement externe plus onéreux (Nodari, 2014 ; Gilchrist et al., 2014 ; Fernandez-Villaverde et al., 2015).

En utilisant l'indice EPU, Francis et al. (2014) ont examiné l'influence de l'incertitude des politiques économiques sur le coût des prêts bancaires pour les entreprises. Ils ont constaté qu'un environnement politique incertain impose des coûts supplémentaires sur le contrat de prêt bancaire. Quant à Popp et Zhang (2016), ils ont établi un lien entre l'incertitude économique et la théorie d'agence pour expliquer l'impact néfaste de cette variable (incertitude) sur le fonctionnement de marchés financiers. À cet égard, face à un niveau élevé d'incertitude, les investisseurs font face au manque d'information qui mène aux problèmes d'agence, à savoir, l'asymétrie de l'information, le risque moral et la sélection adverse. Cette situation génère un resserrement des conditions de crédit sur les marchés financiers, et donc une baisse des investissements.

Étant donné les effets néfastes de l'incertitude économique sur le financement des entreprises et l'investissement, il semble évident que d'autres grandeurs macroéconomiques seront affectées. Par ailleurs, en examinant la réponse des variables macroéconomiques aux chocs d'incertitude, Bloom (2013) estime que l'augmentation réelle de 1 % de l'incertitude liée aux politiques économiques conduit à une baisse d'environ 6 % de l'investissement brut, de 1,1 % de la production industrielle et de 0,35 % pour l'emploi. De même, Baker et al. (2013) ont démontré que les chocs d'incertitude sont suivis par des baisses considérables de la production industrielle. Plus précisément, leurs résultats prouvent qu'un choc d'incertitude contribue à raison de 20 % de la variance de l'erreur de prévision de la production industrielle pour un horizon de cinq ans.

Bloom et al. (2013) ont montré que l'augmentation de l'incertitude est associée à un taux de chômage toujours élevé. Dans la même veine, Ferrara et Guérin (2016) ont prouvé que l'incertitude a été un facteur important pour expliquer la décevante performance du marché du travail, qui a suivi la crise financière mondiale. En ce qui concerne la consommation, dans une enquête menée par Sum (2013) sur le comportement des ménages face à un niveau élevé d'incertitude. Les résultats suggèrent que les consommateurs deviennent plus réticents à faire des dépenses quand ils perçoivent une plus grande incertitude dans l'économie. Dans la même lignée, Leduc et Liu (2016) ont remarqué que les chocs d'incertitude agissent de la même manière que les chocs négatifs de la demande, ce qui conduit à la chute de la consommation. Concernant l'impact de l'incertitude économique sur la variation du taux de change, Baas et al. (2017) considèrent l'incertitude liée aux politiques économiques comme un facteur qui conduit à une dépréciation de la monnaie nationale et à une volatilité plus élevée de son taux de change.

En guise de résumé, les recherches et les résultats indiquent que l'incertitude économique représente une entrave à la croissance. En effet, l'incertitude réduit les

niveaux d'investissement, diminue la capacité de financement des entreprises, baisse le volume de la production, augmente le taux de chômage, réduit la volonté des consommateurs à dépenser, et peut déboucher même sur une dépréciation de la monnaie nationale.

2.3 IMPACT DOMESTIQUE DE L'INCERTITUDE DES POLITIQUES ÉCONOMIQUES SUR LE MARCHÉ BOURSIER

L'analyse des fluctuations de cours boursiers est liée à celle des fluctuations économiques Chikhi (2014). Par ailleurs, l'effet de l'incertitude économique sur les marchés boursiers a fait l'objet d'une littérature abondante. Ainsi, une attention particulière a été accordée à l'incertitude liée aux politiques économiques qui peut influencer considérablement le rendement du marché boursier (Pastor et Veronesi, 2012 ; Antonakakis et al., 2013 ; Liu et Zhang, 2015 ; Hammoudeh et al., 2016).

En effet, un niveau élevé d'incertitude liée aux politiques économiques locales entraîne une hausse significative de la volatilité des marchés boursiers (Fernández-Villaverde et Rubio-Ramírez, 2010 ; Pastor et Veronesi, 2012). Dans cette veine, Baker et al., 2013 ont utilisé leurs indices EPU pour mesurer l'impact de l'incertitude liée aux politiques économiques sur la volatilité de cours d'actions des entreprises américaines. Les chercheurs ont trouvé qu'une augmentation de 1% de l'EPU entraîne une augmentation de 0,4% du niveau de la volatilité de l'indice S&P 500. De plus, l'incertitude des politiques économiques peut avoir une capacité prédictive en ce qui concerne les rendements futurs des marchés boursiers (Antonakakis et al., 2013 ; Liu et Zhang, 2015 ; Hammoudeh et al., 2016).

À ce propos, en examinant l'impact des chocs d'incertitude sur différentes places boursières. Kang et Ratti (2013) ont montré qu'un choc d'incertitude de la politique économique nationale réduit considérablement les rendements boursiers des actions au Canada et en Europe. De même, Brogaard et Detzel (2012) ont mesuré l'impact

d'incertitude de la politique économique sur le fonctionnement des marchés boursiers dans 21 pays. Il en ressort qu'une augmentation de l'incertitude de la politique économique nationale à l'ordre de 1% diminue les rendements des actions de 2,9 %. Dans le même ordre d'idée, Paster et Veronesi (2011) ont conclu que la chute des cours des actions est significative lorsqu'une incertitude plus grande sur la politique gouvernementale est observée dans l'économie.

En outre, certains chercheurs ont examiné l'ampleur de l'impact de l'incertitude liée à la conduite des politiques économiques sur le rendement boursier. Dans cette perspective, Antonakakis et al. (2013) ont montré que les corrélations dynamiques entre le niveau d'incertitude des politiques économiques américaines et le rendement de l'indice boursier américain S&P 500 sont constamment négatives. Quant à Christou et al. (2017), ils ont tenté d'estimer l'impact des chocs d'incertitude d'origine locale sur les rendements des marchés boursiers pour six pays (Australie, Canada, Chine, Japon, Corée et États-Unis). Leurs résultats ont montré que les chocs d'incertitude économique locaux ont un impact négatif et significatif pour le premier mois sur les rendements des marchés boursiers étudiés. Cependant, cet impact devient non significatif au cours du mois suivant.

Finalement, il s'avère que l'incertitude liée aux politiques économiques locales exerce un impact significatif sur le rendement des marchés boursiers. En effet, elle augmente la volatilité sur les marchés boursiers, prédit négativement les rendements futurs des actions et réduit considérablement le rendement des marchés boursiers. À ce niveau, il s'avère judicieux de s'interroger sur un éventuel impact de l'incertitude des politiques économiques d'origine régionale et internationale sur les marchés boursiers.

2.4 LES CANAUX DE TRANSMISSION DE L'INCERTITUDE À L'ÉCONOMIE RÉELLE

Après avoir montré l'existence d'un impact significatif et négatif de l'incertitude liée aux politiques économiques sur l'économie réelle, il s'avère judicieux de s'intéresser aux fils conducteurs entre ces deux notions. Il s'agit de mieux comprendre comment l'incertitude agit sur l'économie réelle. Ainsi, cette partie s'intéressera à l'identification des mécanismes à travers lesquels, l'incertitude liée aux politiques économiques exerce une influence sur l'économie réelle.

La littérature économique indique différents canaux par lesquels l'incertitude pourrait affecter négativement l'activité économique. À ce propos, un nombre important de recherches ont souligné le rôle de l'option réelle comme un mécanisme de transmission de l'incertitude à l'économie réelle. (Bloom, 2007 ; Nodari, 2014). Ce canal est appelé aussi l'option « *wait and see* » (Dixit et Pindyck, 1994). Du côté des entreprises, une augmentation de l'incertitude augmente la valeur de l'option réelle pour retarder la prise de décision sur ses activités telles que l'investissement et l'embauche. En effet, comme les décisions d'investissement sont souvent irréversibles, les entreprises veulent éviter de commettre des erreurs qui sont coûteuses à annuler. Ces erreurs engendrent des coûts d'ajustement des investissements et des coûts d'ajustement de recrutements (Popp et Zhang, 2016).

Dans son article « *the impact of uncertainty shocks* », Bloom (2009) a conclu qu'en présence des coûts d'ajustement qui résulte de l'effet « option réelle », les chocs d'incertitude déclenchent une baisse significative d'investissement et d'embauche et donc un ralentissement de l'activité économique.

De plus, l'option réelle explique en partie la baisse de la consommation durant les périodes de forte incertitude. Dans cette perspective, et selon Romer et al. (1990) l'effet négatif de l'incertitude sur la consommation est d'autant plus persistant, quand il

s'agit des produits durables (maisons, voitures, etc.). Cela s'explique en partie par le fait que la décision d'achat de tels produits est souvent irréversible, à cause de leurs coûts élevés. Par conséquent, les consommateurs préfèrent attendre pour voir le résultat de changement des conditions économiques à la suite d'un choc d'incertitude, avant d'acheter de tels biens.

En outre, face à une forte incertitude liée aux politiques fiscales, les changements du niveau des prix et les revenus futurs, les ménages ont tendance à réduire leurs dépenses (Leduc et Liu, 2016). En effet, la baisse de consommation durant les périodes de forte incertitude se traduit par l'augmentation de l'épargne. Ce mécanisme de transmission d'incertitude est appelé « l'effet de l'épargne de précaution » (Kimbal, 1990 ; Guiso et al., 1992 ; Carroll et Samwick, 1997). À cet égard, Romer et Romer (2010) ont constaté que les ménages qui perçoivent une incertitude accrue sur leurs revenus futurs font recours à l'épargne de précaution. Pour leur part, Lee, Rabanal et Sandri (2010) ont utilisé le modèle vecteur auto régressif (VAR) pour estimer l'impact de l'incertitude sur l'épargne des ménages. Ils ont conclu que la variable incertitude entraîne une baisse considérable de la consommation en faveur de l'augmentation des économies de précautions des ménages.

Les marchés financiers sont susceptibles d'être un canal important pour la transmission des chocs d'incertitude vers l'économie réelle. (Gilchrist et al., 2014 ; Balke et Zeng, 2013 ; Bordo et al., 2016). En effet, l'incertitude quant aux perspectives macroéconomiques est susceptible d'avoir un effet négatif sur les prix des actifs, ainsi que leurs rendements. Par voie de conséquence, les investisseurs exigent une prime de compensation appelée « prime de risque » plus élevée (Bansal et Yaron, 2004 ; Pastor et Veronesi, 2013 ; Brogaard et Detzel, 2015 ; Bansal, Khatchatrian et Yaron, 2005). Dans la même veine, Belke et al. (2017) ont constaté qu'une augmentation de l'exposition des investisseurs au risque justifie des rendements exigés supérieurs. Par

ailleurs, les chocs d'incertitude peuvent être transmis à l'économie réelle à travers l'effet prime de risque.

En effet, une prime de risque plus élevée débouche sur un coût de financement externe plus onéreux, ce qui fait réduire le volume des investissements des entreprises et donc ralentir l'activité économique. De plus, une relation contractuelle entre les entreprises et les bailleurs de fonds sur le marché financier est confrontée à l'imperfection de l'information dont dispose les deux parties. Il s'agit de problème de l'asymétrie de l'information. Par ailleurs, un niveau élevé d'incertitude entraîne une amplification de l'asymétrie de l'information entre prêteurs et emprunteurs. Ce qui fait augmenter le risque perçu par les bailleurs de fonds. Ainsi, l'effet asymétrie de l'information génère un resserrement des conditions de crédit pour les entreprises et par conséquent, une baisse des dépenses d'investissement et un ralentissement de la croissance économique.

Un autre canal de transmission de chocs d'incertitude à la sphère réelle peut être envisagé : le canal du crédit bancaire. En effet, les banques jouent un rôle important par rapport aux autres intermédiaires financiers dans l'octroi de financement aux entreprises. Cependant, à la suite d'un choc d'incertitude les banques peuvent être amenées à restreindre leur offre de crédit, ce qui réduit l'accès aux financements externe pour les entreprises (Bihan et Sahuc, 2002). Dans cette veine, Bordo et al. (2016) ont remarqué que les chocs d'incertitude sont négativement liés au taux de croissance des prêts bancaires. En somme, un niveau élevé d'incertitude implique une amplification considérable des frictions qui caractérisent l'offre de crédits dans le secteur bancaire. De ce fait, en présence des chocs incertitude, le canal de crédit bancaire réduit la capacité de financement externe des entreprises et donc une baisse des investissements. Ce qui entraîne une contraction de l'activité économique (Balke et Zeng, 2013 ; Bloom, 2013).

En définitive, il s'avère que tous les canaux de transmission de l'incertitude s'articulent autour de décisions de prévention ou de précaution qui sont prises en raison du manque de la visibilité pour l'avenir. C'est une réaction qui traduit parfaitement l'instinct humain, qui se prémunit davantage lorsque l'avenir devient de plus en plus incertain.

2.5 TRANSMISSION INTERNATIONALE ET RÉGIONALE DE L'INCERTITUDE DES POLITIQUES ÉCONOMIQUES

Dans un contexte de mondialisation, le niveau d'incertitude économique n'est plus dépendant uniquement des événements locaux. Ainsi, les crises économiques et financières survenues dans les quatre coins du monde durant les trente dernières années, à savoir, le krach boursier 1987, les attentats terroristes de 09/11, la crise financière 2008, les dettes souveraines dans la zone euro 2011 et récemment le Brexit 2016 ont été suivies par une augmentation significative de l'incertitude économique à l'échelle internationale. De ce fait, la réaction des marchés financiers n'est pas due uniquement aux facteurs locaux, mais aussi aux nouvelles économiques et financières d'origines étrangères (Sum, 2012 . Colombo, 2013).

2.5.1 Transmission internationale des chocs d'incertitude américains

Un corpus important dans la littérature s'est intéressé au phénomène de la transmission internationale des chocs d'incertitude, ainsi que son impact sur la performance des marchés boursiers. À ce propos, les études de Hamao et al. (1990) et Lin et al. (1994) sont considérées parmi les premières recherches qui ont évoqué ce phénomène. Leurs résultats ont mis en évidence l'effet néfaste de la transmission internationale des chocs sur les rendements des marchés boursiers. Récemment, en utilisant l'EPU index de six pays (Canada, France, Italie, Allemagne, les États-Unis et le Royaume-Uni), Klößner et Sekkel (2014) ont montré que les effets de la transmission internationale de chocs contribuent pour un peu plus de 25 %, à la dynamique de

l'incertitude sur la politique économique dans ces pays. Le phénomène de la transmission internationale des chocs est communément connu par le terme « *spillover* ».

À la lumière de la littérature abordée, plusieurs chercheurs ont remarqué que l'effet *spillover* des chocs d'incertitude sur les marchés financiers est plus persistant dans le cas des chocs provenant des économies de premier plan. À ce propos, en analysant la propagation des chocs entre les marchés d'actions, Forbes et Chinn (2004) ont constaté qu'un choc économique ou financier structurel majeur dans un pays peut avoir un effet direct ou indirect sur les marchés financiers d'autres pays. Cet effet peut être particulièrement fort, lorsque ce pays est l'une des principales économies du monde.

Étant donné que les États Unis représentent la première puissance économique mondiale, de nombreuses études se sont intéressées aux effets de la propagation internationale des chocs d'incertitude américains sur les marchés boursiers internationaux. À cet égard, Klößner et Sekkel (2014), ont affirmé qu'« Il est impossible de nier l'influence internationale de l'économie américaine en tant qu'exportateur d'effets de transmission internationale d'incertitude, ce qui justifie l'analyse de l'impact de cette variable sur le rendement des marchés boursiers internationaux ».

Par ailleurs, l'incertitude liée aux politiques économiques américaines peut avoir une incidence sur les indices boursiers américains et mondiaux (Hammoudeh et al., 2016). Ainsi, dans une étude sur l'impact de l'incertitude liée aux politiques économiques américaines sur les marchés boursiers de quatre pays (Brésil, Russie, Inde et la Chine), Dakhlaoui et Aloui (2016) ont constaté que durant les récessions, un niveau élevé d'incertitude économique américaine augmente considérablement la volatilité des marchés étudiés. Dans la même veine, Ehrmann et Fratzscher (2009) ont montré que les chocs des politiques américaines ont un impact important sur les rendements de 50 marchés boursiers mondiaux. De plus, Ko et Lee (2015) ont démontré que le lien négatif entre le niveau d'incertitude liée aux politiques économiques mesuré par la série des

indices EPU et le cours des actions dans les marchés boursiers de pays développés, est considérablement élevé lorsque l'EPU US se manifeste internationalement avec l'EPU d'autres pays.

En outre, certaines recherches ont distingué entre les places boursières importatrices des chocs, de celles qui sont plutôt exportatrices. À ce propos, Klößner et Sekkel (2014) utilisent l'indice *spillover* développé par Diebold et Yilmaz (2014), pour estimer l'impact de la transmission internationale des chocs d'incertitude sur les marchés boursiers de six pays (Canada, France, Italie, Allemagne, les États-Unis et le Royaume-Uni). Les chercheurs ont constaté que 35 % de la volatilité des marchés financiers des pays importateurs des chocs (Canada, France, Italie et Allemagne) s'explique par des chocs originaires d'autres des pays forts exportateurs des chocs, à savoir, les États-Unis et le Royaume-Uni.

Étant donné l'interdépendance avérée entre l'économie européenne et américaine durant les vingt dernières années, certains chercheurs ont tenté d'examiner l'impact des chocs d'incertitude américains sur l'économie. À ce sujet, Sum (2013) Ehrmann et al. (2005) ont fourni des preuves sur l'importance de l'effet macro financier des chocs américains sur l'économie européenne particulièrement à travers les principales places boursières européennes. Dans la même lignée, Colombo (2013) et Belke et Osowski (2017) ont montré que l'impact des chocs d'incertitude américains sur l'économie européenne est quantitativement plus important que celle des chocs d'incertitude liés à la zone euro.

Il en ressort donc d'après les résultats précédents qu'il existe un lien entre l'incertitude liée aux politiques économiques américaines à effet international, et le rendement des marchés boursiers européens.

2.5.2 Transmission régionale des chocs d'incertitude

À l'instar de la création de l'union économique et monétaire européenne (UE) au début des années 90, les économies européennes ont connu une convergence réelle significative en matière des politiques monétaires, budgétaires et fiscales. Par conséquent, l'activité économique des pays membres réagit à la fois aux nouvelles macroéconomiques et financières locales et régionales. À ce propos, Favero et Giavazzi (2007) ont constaté que les chocs affectant la zone euro sont plus persistants que les chocs propres à chaque pays membre de l'Union européenne. Caceres et al. (2010) ont étudié les liens entre les marchés obligataires dans la zone euro. Les chercheurs ont conclu qu'il existe des effets de contagion entre les marchés obligataires de plusieurs pays de la zone euro.

La crise des dettes souveraines dans la zone euro 2011 et récemment le Brexit 2016 ont été suivis par une augmentation considérable de la volatilité sur les marchés boursiers européens. Par conséquent, une attention toute particulière a été portée aux impacts d'une augmentation d'incertitude à l'échelle européenne sur le rendement des marchés boursiers dans la zone euro.

Dans cette perspective, plusieurs travaux ont tenté d'analyser la réaction des marchés financiers de pays membres de l'Union européenne aux changements liés à la conduite de politique économique dans l'un ou l'ensemble de pays de la zone euro. À cet égard, Zakhartchouk (2012) a tenté d'estimer l'impact des chocs d'incertitude européens sur le marché financier français. En effet, la mesure de l'incertitude économique européenne est fondée sur l'écart-type de la série des prévisions calculées dans l'enquête de la banque centrale européenne. Les résultats ont montré que l'indice boursier CAC 40 perd ainsi immédiatement environ 10 % de sa valeur par rapport à son niveau avant le choc. Dans la même veine, Sum (2012) a mené une étude sur le rôle de l'incertitude des politiques économiques en Europe sur la performance des marchés boursiers dans l'Union européenne. Les résultats de sa recherche suggèrent que les chocs

d'incertitude liés à la conduite des politiques européennes affectent négativement les rendements de marchés boursiers dans l'ensemble de l'Union européenne.

Certes, l'économie américaine représente la plus grande puissance économique du monde, ainsi son impact est significatif sur les marchés boursiers européens (Sum 2012; Colombo, 2013). Aussi, il s'est avéré que les chocs d'incertitude d'origine régionale, à l'instar des chocs d'incertitude européens, exercent à leur tour un impact significatif sur les marchés boursiers européens, notamment le marché boursier français.

2.5.3 Les canaux de transmission internationale des chocs d'incertitude

La succession des crises financières durant les trente dernières années, ainsi que l'ampleur de leur propagation à l'échelle mondiale, ont favorisé le développement de nouveaux phénomènes comme celui de transmission internationale de chocs. Par ailleurs, nous tentons dans cette partie d'identifier et analyser les mécanismes à travers lesquels se déroule la transmission internationale des chocs d'incertitude. (Perri et Quadrini, 2011 ; Dedola et Lombardo, 2012 ; Ehrmann et Fratzscher, 2009 ; Cravino et Levchenko, 2014). Ainsi, parmi les principaux canaux de transmission des chocs d'incertitude entre les marchés financiers mondiaux évoqués dans la littérature on dénote :

- Les échanges commerciaux (Bricongne et al, 2009)
- L'intégration financière (Forbes et Chinn, 2004)
- La transmission via les institutions financières multinationales (Cravino et Levchenko, 2014).

2.5.3.1 La transmission par le commerce international

La relation entre le commerce et la propagation transfrontalière des chocs a suscité l'intérêt de plusieurs chercheurs, à la fois dans les travaux théoriques et empiriques. Ces études montrent que le commerce constitue un canal important pour la transmission

internationale des chocs. À ce propos, Forbes et Chinn (2004) ont considéré le canal commercial comme étant le principal circuit de transmission mondiale des chocs affectant les plus grands marchés vers le reste de marchés financiers. De même, et en examinant l'impact de l'incertitude des politiques économiques américaines sur les grandes puissances économiques du monde (Allemagne, Canada, États-Unis, France, Italie, Japon et Royaume-Uni et l'Union européenne) plus le Brésil, Caggiano et Castelnuovo (2016) ont déduit que le canal commercial est le canal pertinent par lequel les chocs d'incertitude américains sont transmis vers les économies de ces pays.

En outre, de nombreux chercheurs se sont intéressés principalement à vérifier l'existence d'une éventuelle corrélation entre l'extension du commerce bilatéral et le degré d'importance de transmission des chocs entre les pays. Les études de Clark et Van Wincoop (2001) et Baxter et Kouparitsas (2005) ont montré que l'augmentation des échanges commerciaux bilatéraux augmente l'ampleur de la transmission des chocs entre les deux pays. En effet, les chocs d'incertitude génèrent une baisse d'activité qui se traduit par une chute de la demande des importations dans le pays d'origine (Bricongne et al., 2009), ce qui, par conséquent, réduit les exportations de ses partenaires commerciaux. Ces décisions conduisent ainsi à une contraction du commerce international. Cette contraction des échanges constitue une source de transmission des chocs d'incertitude du pays d'origine vers ses partenaires commerciaux par le mécanisme appelé « multiplicateur du commerce extérieur ».

2.5.3.2 La transmission par l'interdépendance entre marchés boursiers

Dans le contexte actuel de globalisation financière et commerciale, les marchés boursiers à travers le monde semblent être excessivement corrélés, particulièrement en période de crise. Par ailleurs, plusieurs recherches se sont intéressées au rôle de l'interdépendance entre les différents marchés boursiers comme mode de transmission internationale des chocs (Debola et Lombardo, 2009 ; Devereux et Yetman, 2010). Dans cette perspective, Devereux et Yetman (2010) ont montré que l'interdépendance

financière combinée à des frictions financières constitue un canal pour la transmission des chocs. En effet, une interdépendance de grande envergure entre les marchés financiers amplifie la transmission des chocs d'incertitude. Ces chocs sont liés aux changements des politiques fiscales et monétaires (changement de taux d'intérêts ou de taux de change).

Par ailleurs, en périodes de crise, les marchés boursiers réagissent plus rapidement aux nouvelles (Bensafta et Samedo, 2009). Par conséquent, une mauvaise nouvelle (choc) qui affecte un marché se propage facilement et rapidement dans les quatre coins de monde. Cette propagation s'effectue à travers le canal de l'interdépendance financière. L'exemple le plus récent est la réaction des marchés boursiers internationaux à la suite de l'annonce de BREXIT. En effet, cette nouvelle était à l'origine d'une chute brusque des prix des actions sur les différentes places boursières mondiales. Particulièrement, sur les marchés boursiers européens.

2.5.3.3 La transmission via les institutions financières multinationales

Au cours des dernières décennies, la part des entreprises multinationales dans l'économie mondiale a considérablement augmenté. Elles représentant environ 25 % de la production brute dans les pays développés (Alvarez, 2013). À ce sujet, certains chercheurs considèrent ces firmes comme un nouveau canal important pour la transmission internationale des chocs. Dans cette perspective, Cravino et Levchenko (2014) ont démontré qu'il existe une interdépendance importante entre les pays des maisons mères et leurs filiales étrangères. Par conséquent, les chocs qui affectent les profits d'une filiale dans un pays d'accueil peuvent modifier la rentabilité de la maison-mère. Selon Alvarez (2013), les multinationales peuvent être considérées comme un canal important de transmission des chocs pour les pays qui se caractérisent par une forte activité multinationale.

En outre, l'activité bancaire transfrontalière joue un rôle important dans la propagation des chocs d'incertitude. En effet, ces banques se caractérisent par leur grande capitalisation, leur activité mondiale et leurs expositions transfrontalières. Au-delà des banques commerciales ou d'investissement, d'autres institutions financières mondiales peuvent représenter un vecteur de la transmission internationale des chocs d'incertitude. Parmi ces institutions, les fonds d'investissement privés. En effet, ces fonds collectent les capitaux, contractent des prêts, et vendent ou achètent des actifs sur les marchés financiers (Kollmann al., 2011). Selon Niang (2011) « ils sont des fonds qui mobilisent d'importants moyens financiers pour les spéculaires sur l'évolution des marchés financiers ou de changes, dans l'objectif de réaliser des taux de rendement largement supérieurs à la moyenne ». En outre, ces fonds agissent sur plusieurs marchés financiers. Ainsi, à travers la diversité de leurs portefeuilles financiers, ils peuvent être une source importante de transmission internationale des chocs d'incertitude.

Chapitre 3 CADRE MÉTHODOLOGIQUE

L'objectif de ce chapitre consiste à décrire la méthodologie de recherche qui sera adoptée dans le cadre de ce travail de recherche. Il s'agit en premier lieu de présenter le modèle économétrique utilisé, ainsi que d'expliquer le procédé d'analyse de données. Par la suite, on s'intéressera à la définition des variables du modèle. En dernier lieu, on présentera une description de la base de données utilisée.

3.1 MODÉLISATION VAR

Le travail fondateur qui a popularisé le modèle vectoriel autorégressif VAR (*Vector Auto regression*) est l'article intitulé « *Macroeconomics and reality* » de Sims (1980). Dès lors, les modèles VAR constituent un outil largement adopté dans les études empiriques pour analyser les canaux de transmission des politiques économiques (Gossé et Guillaumin, 2013). Le modèle VAR convient dans le cadre de l'analyse des liens dynamiques entre des variables (financières, économiques) et la propagation des chocs dans un système économique. Ce modèle avait comme avantage d'être dynamique, dans le sens où il prend en compte l'origine des chocs, leur impact, leur amplitude et leur durée d'amortissement (Enders, 2015). D'un point de vue statistique, le VAR est une modélisation multivariée à des équations simultanées avec des variables endogènes. Il s'agit de permettre au processus stochastique de gérer les interactions dynamiques entre un ensemble de variables au fil du temps (Bourbonnais, 2011). Cependant, cette forme originale de modèle VAR demeure dans le contexte a-théorique, ce qui empêche une bonne interprétation des résultats.

3.1.1 Représentation générale du modèle VAR

Le modèle VAR avec N variables et un nombre p de retards est représenté comme suit:

$$Y_t = \Phi_0 + \Phi_1 Y_{t-1} + \Phi_2 Y_{t-2} + \dots + \Phi_p Y_{t-p} + \mu_t, \quad (1)$$

et

$$Y_t = \begin{pmatrix} Y_{1t} \\ Y_{2t} \\ \vdots \\ Y_{Nt} \end{pmatrix}, \quad \Phi_0 = \begin{pmatrix} a_{10} \\ \vdots \\ a_N \end{pmatrix}, \quad \Phi_p = \begin{bmatrix} a_{11,p} & \cdots & a_{1N,p} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{N1,p} & \cdots & a_{NN,p} \end{bmatrix}, \quad \mu_t = \begin{pmatrix} \mu_{1t} \\ \mu_{2t} \\ \vdots \\ \mu_{Nt} \end{pmatrix}$$

où Y_t est un processus stochastique qui trace l'évolution conjointe des variables aléatoires. Φ_p est une matrice qui représente les coefficients qui résument les relations dynamiques entre les N variables du modèle. μ_t est un processus de bruit blanc. On note : $\sum_{\mu\mu'}$ la matrice de dimension $(N \times N)$ des variances covariances des erreurs. On peut réécrire l'équation (1) sous la forme suivante :

$$(I - \Phi_1 L - \Phi_2 L^2 - \cdots - \Phi_p L^p) Y_t = \Phi_0 + \mu_t \quad (2)$$

En utilisant l'expression de $\Phi(L) = I - \sum_{i=1}^p \Phi_i L^i$ avec I la matrice identité, et L l'opérateur de retard, on peut réécrire l'équation (2) sous la forme suivante :

$$\Phi(L) Y_t = \Phi_0 + \mu_t \quad (3)$$

L'équation (3) représente la forme réduite du modèle VAR.

Le processus vectoriel des innovations appelées aussi chocs μ_t satisfait les deux propriétés suivantes :

$$\begin{aligned} E(\mu_t) &= 0 \\ E(\mu_t \mu_{t-j}) &= \begin{cases} \Omega, & j = 0 \\ 0, & j \neq 0 \end{cases} \end{aligned} \quad (4)$$

3.1.2 Stationnarité du modèle VAR

La stationnarité est une propriété importante pour l'estimation d'un modèle VAR. En effet, un modèle dont les coefficients sont stationnaires signifie que les valeurs

précédentes du terme d'erreur auront un effet décroissant sur la valeur courante de Y_t au fur et à mesure que le temps avance (Brooks, 2014).

3.1.3 Écriture moyenne mobile (VMA) d'un modèle VAR

Il s'agit d'une étape importante de la modélisation VAR. En fait, le modèle sous cette forme permettra de mesurer l'impact d'une variation des chocs (ou innovations) sur les valeurs présentes du modèle (Bourbonnais, 2011). Soit VAR(p) un processus stationnaire décrit dans l'équation (1). Sa représentation moyenne mobile VMA (∞) est la suivante :

$$Y_t = v + \mu_t + M_1\mu_{t-1} + M_2\mu_{t-2} + \dots = v + \sum_{i=0}^{\infty} M_i\mu_{t-i} \quad (5)$$

Ainsi, l'écriture VMA (∞) du VAR(p) se présente comme suit :

$$Y_t = v + \sum_{i=0}^{\infty} M_i\mu_{t-i}, \quad (6)$$

$$v = (I - \Phi_1 - \Phi_2 - \dots - \Phi_p) \times \Phi_0; \quad M_i = \sum_{j=0}^{\min(p,i)} \Phi_j M_{i-j}$$

où μ_t représente le vecteur des innovations (ou des chocs) et M est une matrice multiplicatrice dynamique d'impact (Bourbonnais, 2011).

La représentation VMA permet alors via le multiplicateur dynamique d'impact M_i , de déterminer l'effet des chocs affectant μ_t sur les valeurs futures de Y_t .

3.1.4 Choix du nombre de retards (p)

Le choix du nombre (p) optimal de retards est une étape importante dans le processus d'estimation du modèle VAR (Gossé et Guillaumin, 2013). Il s'agit d'un nombre de retards approprié à un ensemble d'observations donné. Différents critères peuvent être utilisés pour déterminer le nombre optimal de retards dans un modèle VAR, tels que le test (AIC) d'Akaike (1974), le critère (HQ) de Hannan et Quinn (1979), ainsi que le critère (SIC) de Schwartz (1978). Par ailleurs, une étude comparative entre ces

différents critères a été menée par Lütkepohl (1985) afin de déterminer celui qui donne de meilleurs résultats dans le cadre des modèles autorégressifs vectoriels (VAR). Les résultats ont montré que le critère Schwarz est le plus simple et le plus performant pour le choix d'un bon nombre de retards. De ce fait, nous avons sélectionné dans ce travail ce critère pour estimer le nombre de retards. En effet, la procédure de sélection de l'ordre (p) consiste à estimer le processus VAR (p) pour des retards allant de 1 à h, où h étant le retard maximum admissible par la théorie économique ou par les données disponibles (Bourbonnais, 2011). Ainsi, le nombre de retards p retenu est celui qui minimise le critère Schwarz (SC) :

$$SC(p) = \ln|\det(\Sigma\mu)| + \frac{N^2 \times p \times \ln(n)}{n} \quad (7)$$

où N représente le nombre de variables du modèle, n représente le nombre d'observations et $\Sigma\mu$ représente la matrice des variances covariances des résidus du modèle.

3.1.5 Exemple introductif d'un modèle VAR

Soit une représentation VAR de premier ordre (p=1) dans laquelle on considère deux variables Y_{1t} et Y_{2t} . VAR (1) s'écrit comme suit :

$$\begin{cases} Y_{1t} = a_{10} + a_{11} Y_{1t-1} + a_{12} Y_{2t-1} + \mu_{1t} \\ Y_{2t} = a_{20} + a_{21} Y_{1t-1} + a_{22} Y_{2t-1} + \mu_{2t} \end{cases} \quad (8)$$

où μ_{1t} et μ_{2t} sont les perturbations (chocs), appelées aussi des bruits blancs de variances constantes $\sigma^2\mu_{1t}$ et $\sigma^2\mu_{2t}$ et non auto corrélées. La représentation matricielle du VAR(1):

$$\begin{pmatrix} Y_{1t} \\ Y_{2t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_{10} \\ a_{20} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Y_{1t-1} \\ Y_{2t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \mu_{1t} \\ \mu_{2t} \end{pmatrix} \quad (9)$$

3.2 FORME STRUCTURELLE DU MODÈLE VAR (SVAR)

3.2.1 Définition

La modélisation SVAR c'est la forme structurelle du modèle VAR. Elle permet d'analyser la dynamique d'un modèle VAR en le soumettant à un choc non anticipé (Gottschalk, 2001). En effet, la méthodologie SVAR consiste d'abord à introduire un nombre de restrictions en référence à la théorie économique, ensuite identifier les chocs structurels, ce qui permet enfin de dériver les effets de ces chocs sur les variables du modèle. Comme les modèles VAR ont été critiqués pour leur caractère a-théorique. La forme structurelle se base sur la théorie économique pour imposer certaines hypothèses concernant les réactions des variables à différents types de chocs. Ceci permettra une meilleure interprétation des résultats. La théorie économique peut spécifier les liens instantanés de dépendance, ou au contraire d'indépendance, entre les variables du modèle. Elle peut aussi préciser les relations de causalité qui les relient.

SVAR (1) avec deux variables Y_{1t} et Y_{2t} s'écrit :

$$B Y_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (10)$$

$$B = \begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix}, \quad \Gamma_0 = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix}, \quad \Gamma_1 = \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix}, \quad \varepsilon_t = \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix}$$

L'équation (10) s'écrit sous la forme suivante :

$$\begin{cases} Y_{1t} = b_{10} - b_{12} Y_{2t} + \gamma_{11} Y_{1t-1} + \gamma_{12} Y_{2t-1} + \varepsilon_{1t} \\ Y_{2t} = b_{20} - b_{21} Y_{1t} + \gamma_{22} Y_{2t-1} + \gamma_{21} Y_{1t-1} + \varepsilon_{2t} \end{cases} \quad (11)$$

avec $b_{10}, b_{20}, b_{12}, b_{21}, \gamma_{11}, \gamma_{12}, \gamma_{21}, \gamma_{22}$ sont des paramètres structurels, ε_{1t} et ε_{2t} représentent les chocs structurels dans le modèle.

$$\text{Où, } E(\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{1t}') = \begin{bmatrix} \sigma_{\varepsilon_{1t}}^2 & 0 \\ 0 & \sigma_{\varepsilon_{2t}}^2 \end{bmatrix}$$

On remarque que la régression est corrélée dans ce modèle avec l'erreur (Y_{1t} est corollée avec ε_{2t} et Y_{2t} est corollée avec ε_{1t}), ce qui contredit l'hypothèse des modèles de régressions (Enders, 2015). Il est donc impossible d'estimer les coefficients

du modèle directement à partir de la forme structurelle.

3.2.2 Estimation d'un modèle SVAR

L'estimation des coefficients d'un modèle SVAR passe par deux étapes:

- 1) Estimer le VAR en forme réduite
- 2) Imposer des contraintes d'identification via la décomposition de Cholesky.

3.2.2.1 VAR en forme réduite

En multipliant l'équation (10) par le vecteur B^{-1} , on obtient l'écriture de la forme réduite de modèle VAR :

$$Y_t = B^{-1}\Gamma_0 + B^{-1}\Gamma_1 Y_{t-1} + B^{-1}\varepsilon_t, \quad (12)$$

$$B^{-1} = \begin{bmatrix} 1 & -b_{21} \\ 0 & 1 \end{bmatrix}$$

Sachant que $\Phi_0 = B^{-1}\Gamma_0$, $\Phi_1 = B^{-1}\Gamma_1$ et $\mu_t = B^{-1}\varepsilon_t$,

$$\text{avec, } E(\varepsilon_{1t}\varepsilon_{1t}') = \begin{bmatrix} \sigma_{\varepsilon_{1t}}^2 & \sigma_{\varepsilon_{1t}\varepsilon_{2t}}^2 \\ \sigma_{\varepsilon_{1t}\varepsilon_{2t}}^2 & \sigma_{\varepsilon_{2t}}^2 \end{bmatrix}$$

On obtient alors :

$$Y_t = \Phi_0 + \Phi_1 Y_{t-1} + \mu_t \quad (13)$$

Par ailleurs, on peut réécrire l'équation (13) sous la forme suivante :

$$\begin{cases} Y_{1t} = a_{10} + a_{11} Y_{1t-1} + a_{12} Y_{2t-1} + \mu_{1t} \\ Y_{2t} = a_{20} + a_{21} Y_{1t-1} + a_{22} Y_{2t-1} + \mu_{2t} \end{cases} \quad (14)$$

C'est l'écriture de la forme réduite du modèle

Les termes d'erreurs dans cette équation (μ_{1t} et μ_{2t}) sont composés de deux chocs ε_{1t} et ε_{2t} .

Sachant que, $\mu_t = B^{-1}\varepsilon_t$ on peut réécrire les termes d'erreurs (μ_{1t} et μ_{2t}) en fonction de (ε_{1t} et ε_{2t}):

$$\mu_{1t} = (\varepsilon_{1t} - b_{12}\varepsilon_{2t}) / (1 - b_{12}b_{21}), \quad (15)$$

$$\mu_{2t} = (\varepsilon_{2t} - b_{21}\varepsilon_{1t}) / (1 - b_{12}b_{21}), \quad (16)$$

Le passage de la forme structurelle originale du modèle (équation 11) à la forme réduite (équation 14) permet de résoudre le problème de corrélation entre la régression et les erreurs du modèle. Le VAR en forme réduite peut être estimé avec la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO). Toutefois, un problème se manifeste lors de l'estimation. En effet, le premier modèle SVAR (équation 11) permet de couvrir 10 paramètres structurels $b_{10}, b_{20}, b_{12}, b_{21}, \gamma_{11}, \gamma_{12}, \gamma_{21}, \gamma_{22}, \sigma_{\varepsilon_{1t}}^2$ et $\sigma_{\varepsilon_{2t}}^2$. Cependant, le modèle en forme réduite (équation 14) couvre seulement 9 paramètres $a_{10}, a_{20}, a_{11}, a_{12}, a_{22}, \sigma_{\mu_{1t}}^2, \sigma_{\mu_{2t}}^2, \sigma_{\mu_{1t}\mu_{2t}}^2$.

Par conséquent, il est impossible d'identifier les coefficients de la forme structurelle à partir des coefficients de la forme réduite du VAR. Il s'agit ainsi d'un problème d'identification. Parmi les solutions proposées dans la littérature, on trouve la décomposition de Cholesky (Bourdonnais, 2011 ; Gottschalk, 2011 ; Enders, 2015).

3.2.2.2 La décomposition de Cholesky

La décomposition de Cholesky consiste à imposer une restriction dans l'équation du modèle SVAR original. Cette restriction devrait être appuyée sur une base théorique

(Enders, 2015). Décomposer la matrice de variance-covariance selon la méthode de Cholesky revient à supposer que la matrice de passage des innovations canoniques aux innovations structurelles soit une matrice triangulaire inférieure (Gossé et Guillaumin, 2013).

Pour simplifier la présentation, on suppose que dans l'équation (11) $b_{10} = b_{20} = 0$.

L'équation (11) s'écrit :

$$\begin{cases} Y_{1t} = -b_{12} Y_{2t} + \gamma_{11} Y_{1t-1} + \gamma_{12} Y_{2t-1} + \varepsilon_{1t} \\ Y_{2t} = -b_{21} Y_{1t} + \gamma_{22} Y_{2t-1} + \gamma_{21} Y_{1t-1} + \varepsilon_{2t} \end{cases} \quad (17)$$

On suppose l'imposition dans ce modèle de la restriction $b_{12} = 0$, comme restriction d'identification. Cela signifie que l'effet contemporain des chocs (ε_{2t}) sur la variable Y_{1t} est égal à 0. Cependant, un choc (ε_{1t}) sur la variable Y_{1t} aura un impact égal à 1 sur Y_{1t} et un impact sur Y_{2t} égal à $(-b_{21})$.

En imposant $b_{12} = 0$, on peut réécrire les équations (15) et (16) des termes d'erreurs μ_{1t} et μ_{2t} en fonction des chocs ε_{1t} et ε_{2t} :

$$\mu_{1t} = \varepsilon_{1t} \quad (18)$$

$$\mu_{2t} = \varepsilon_{2t} - b_{21}\varepsilon_{1t} \quad (19)$$

Suite à la décomposition de Cholesky, la représentation VAR du modèle SVAR est:

$$Y_t = B^{-1}\Gamma_1 Y_{t-1} + B^{-1}\varepsilon_t \quad (20)$$

Où, $\Sigma_\mu = (B^{-1})\Sigma_\varepsilon (B^{-1})'$.

La décomposition de Cholesky de la matrice Σ_μ donne :

$$Chol(\Sigma_\mu) = \Sigma_\varepsilon^{1/2}(B^{-1})' \quad (21)$$

Par définition, la décomposition de Cholesky est une matrice de passage des innovations canoniques aux innovations structurelles, appelée matrice triangulaire inférieure (Gossé et Guillaumin, 2013), qui s'écrit sous la forme suivante :

$$Chol(\Sigma_\mu) = \begin{bmatrix} c_{11} & 0 \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma_{\varepsilon_{1t}} & \frac{\varepsilon_{1t}\varepsilon_{2t}}{\varepsilon_{1t}} \\ 0 & \sqrt{\sigma_{\varepsilon_{2t}}^2 - \frac{(\sigma_{\varepsilon_{1t}}\sigma_{\varepsilon_{2t}})^2}{\sigma_{\varepsilon_{2t}}^2}} \end{bmatrix} \quad (22)$$

La décomposition de Cholesky nous permettra d'estimer les coefficients de la matrice triangulaire inférieure : $\begin{bmatrix} c_{11} & 0 \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix}$ et de tester par la suite s'ils sont statistiquement significatifs pour un intervalle de confiance donné.

Avec :

- Le coefficient C_{11} représente la réponse contemporaine de la variable Y_{1t} à choc sur la variable Y_{1t} ;
- Le coefficient C_{21} représente la réponse immédiate de la variable Y_{2t} à un choc sur la variable Y_{1t} ;
- Le coefficient C_{22} représente la réponse contemporaine de la variable Y_{2t} à un choc sur la variable Y_{2t} ;

À la suite de l'imposition de la restriction $b_{12} = 0$, le modèle SVAR original décrit dans l'équation (11) sera composé de 9 paramètres $b_{10}, b_{20}, b_{21}, \gamma_{11}, \gamma_{12}, \gamma_{21}, \gamma_{22}, \sigma_{Y_{1t}}^2$ et $\sigma_{Y_{2t}}^2$. Ce qui revient au même nombre de paramètres dans l'équation (14) qui décrit la forme réduite du modèle SVAR. Ainsi, la décomposition de Cholesky permettra d'identifier les coefficients de la forme structurelle à partir des coefficients de la forme réduite du VAR, et ce, en imposant une restriction dans le modèle structurel ($b_{12} = 0$). Par la suite, l'estimation des paramètres

du modèle VAR en forme réduite sera effectuée à l'aide de la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO).

3.3 LES FONCTIONS DE RÉPONSES DYNAMIQUES

C'est un outil qui permet l'étude quantitative de la propagation dynamique des chocs exogènes sur une période donnée dans un modèle auto régressif (VAR). Les fonctions de réponses tracent la réponse des variables dépendantes du modèle VAR aux chocs liés à chaque variable. La forme structurelle (SVAR) permet une meilleure interprétation des fonctions de réponses. En effet, dans un modèle SVAR les chocs sont supposés être non corrélés (orthogonales). Ainsi, ils seront interprétés comme des chocs structurels purement économiques. Par conséquent, les fonctions de réponses sont souvent calculées à partir du modèle SVAR (Bourbonnais, 2011 ; Brooks, 2014, Enders, 2015). Par ailleurs, dans un modèle SVAR à N variables, un total de N^2 fonctions de réponses peuvent être générées (Brooks 2014). Par la suite, l'effet cumulatif des chocs exogènes est égal à la somme des coefficients des fonctions de réponses. L'estimation des coefficients des fonctions de réponse passe d'abord par la représentation moyenne mobile (VMA) du VAR. L'écriture mobile de ce modèle VAR est formulée dans l'équation (6). Cette équation représente l'évolution des variables Y_{1t} et Y_{2t} en fonction des chocs μ_{1t} et μ_{2t} . Il existe une corrélation entre la régression et les chocs dans ce modèle. Pour surmonter ce problème, on fait recours à la forme structurelle (SVAR) pour réécrire l'équation Y_{1t} et Y_{2t} en fonction des chocs structurels ε_{1t} et ε_{2t} .

Sachant que :

$$\begin{pmatrix} \mu_{1t} \\ \mu_{2t} \end{pmatrix} = \frac{1}{1 - b_{12} b_{21}} \begin{pmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix} \quad (23)$$

L'écriture moyenne mobile du modèle SVAR est la suivante :

$$Y_t = v + \sum_{i=0}^{\infty} \phi_i \varepsilon_{t-i} \quad (24)$$

avec $\phi_i = \begin{pmatrix} \phi_{11}(i) & \phi_{12}(i) \\ \phi_{21}(i) & \phi_{22}(i) \end{pmatrix}$ est la Matrice est appelée multiplicateur dynamique d'impact. Les coefficients $\phi_{11}(i), \phi_{12}(i), \phi_{21}(i), \phi_{22}(i)$ estiment les effets des chocs ε_{1t} et ε_{2t} sur l'évolution de la variable Y_{1t} et Y_{2t} . Ces coefficients sont appelés les fonctions de réponses dynamiques. Si les coefficients sont estimés de façon imprécise, les interprétations des réponses dynamiques contiendront également des erreurs (Enders, 2015). La solution consiste ainsi à fixer un intervalle de confiance autour des réponses dynamiques, ce qui permettra de contourner l'incertitude paramétrique inhérente du processus d'estimation.

3.4 LA DÉCOMPOSITION DE LA VARIANCE DES ERREURS DE PRÉVISION

Elle permet de quantifier la proportion de mouvements dans les variables dépendantes dues à leurs propres chocs, par rapport à celle (la proportion de mouvements) due aux chocs à d'autres variables. En d'autres termes, un choc à l'une des variables dépendantes affecte directement la variable considérée, mais ce choc se transmettra aux autres variables à travers la dynamique structurelle du modèle VAR (Brooks, 2014 ; Enders, 2015). Selon Bourbonnais (2011), la décomposition de la variance de l'erreur de prévision à un horizon h , peut s'écrire en fonction de la variance de l'erreur attribuée à chacune des variables du modèle. Le rapport entre ces variances et la variance totale indique le poids de chaque variance en pourcentage.

La variance de l'erreur de prévision pour Y_{1t+h} s'écrit :

$$\sigma_{Y_{1t}}^2 = \sigma_{\varepsilon_{1t}}^2 [\phi_{11}(0) + \phi_{11}^2(1) + \dots + \phi_{11}^{2h-1}(h-1)] + \sigma_{\varepsilon_{2t}}^2 [\phi_{21}(0) + \phi_{21}^2(1) + \dots + \phi_{21}^{2h-1}(h-1)] \quad (25)$$

Par la suite, la décomposition de la variance des propres chocs de Y_{1t} sur Y_{1t} pour un horizon h , s'écrit :

$$\frac{\sigma_{\varepsilon_{1t}}^2 [\phi_{11}(0) + \phi_{11}^2(1) + \dots + \phi_{11}^2(h-1)]}{\sigma_{Y_{1t}}^2} \quad (26)$$

Pour ce qui est de la décomposition de la variance des propres chocs de Y_{1t} sur Y_{2t} pour un horizon h , elle est donnée par :

$$\frac{\sigma_{\varepsilon_{2t}}^2 [\phi_{22}(0) + \phi_{22}^2(1) + \dots + \phi_{22}^2(h-1)]}{\sigma_{Y_{2t}}^2} \quad (27)$$

Les résultats de la décomposition de la variance d'erreur de prévisions seront interprétés de la façon suivante : Si un choc ε_{1t} n'affecte pas la variance de l'erreur de Y_{2t} , quel que soit l'horizon de prévision, alors Y_{2t} est considéré comme exogène. Ainsi, Y_{2t} évolue indépendamment de ε_{1t} . Dans le cas contraire, c'est-à-dire si ε_{1t} affecte fortement la variance de l'erreur de Y_{2t} , Y_{2t} est considéré comme endogène.

3.5 DESCRIPTION DES VARIABLES

Notre méthodologie consiste à estimer trois modèles SVAR dans le but d'examiner la réaction de rendement boursier de petites et moyennes entreprises françaises face aux :

- 1) *modèle 1* : chocs d'incertitude liée aux politiques économiques d'origine française
- 2) *modèle 2* : chocs d'incertitude liée aux politiques économiques d'origine européenne
- 3) *modèle 3* : chocs d'incertitude liée aux politiques économiques d'origine américaine.

Par ailleurs, nous travaillons sur trois origines d'incertitude liée aux politiques économiques à savoir, la France, l'Europe et les États-Unis ainsi que leur impact sur le rendement boursier de petites et moyennes capitalisations françaises.

Chaque modèle est décrit par le vecteur des variables suivant :

Modèle 1 : impact de l'incertitude des politiques économiques locales sur le rendement boursier de petites et moyennes capitalisations françaises :

$$Y_t = \begin{pmatrix} EPU \text{ France} \\ CAC \text{ PME} \end{pmatrix}$$

Où EPU France la variable qui représente le niveau de l'incertitude des politiques économiques françaises (locales) et la variable CAC PME qui suit la performance des petites et moyennes capitalisations françaises.

Modèle 2 : impact de la transmission régionale des chocs d'incertitude européens sur le rendement boursier de petites et moyennes capitalisations :

$$Y_t = \begin{pmatrix} EPU \text{ Europe} \\ CAC \text{ PME} \end{pmatrix}$$

Où EPU Europe la variable qui représente le niveau de l'incertitude des politiques économiques européennes (régionales) et la variable CAC PME qui suit la performance des petites et moyennes capitalisations françaises.

Modèle 3 : impact de la transmission internationale des chocs d'incertitude américains sur le rendement boursier de petites et moyennes capitalisations :

$$Y_t = \begin{pmatrix} EPU \text{ US} \\ CAC \text{ PME} \end{pmatrix}$$

Où EPU US la variable qui représente le niveau de l'incertitude des politiques économiques américaines (régionales) et la variable CAC PME qui suit la performance des petites et moyennes capitalisations françaises.

3.5.1 L'indice boursier CAC PME

Un indice boursier peut être défini comme un panier d'actions représentatif d'un marché donné. C'est une mesure synthétique de l'évolution des cours d'un marché ou d'un secteur de marché particulier. Considéré comme un thermomètre du marché, l'indice boursier décrit l'intensité des fluctuations à la hausse ou à la baisse du marché (Niang, 2011). Le CAC PME a été lancé le 5 mars 2014 sur l'Euronext à la suite de la création du dispositif PEA PME par le gouvernement français pour favoriser l'investissement de l'épargne nationale en actions et soutenir le financement des PME-ETI. Le lancement de CAC PME vise à accroître la visibilité, la liquidité et donc l'attractivité des petites et moyennes valeurs boursières françaises cotées sur Euronext. Cet indice suit les performances de 20 à 40 entreprises françaises éligibles au PEA PME, cotées sur les marchés d'Euronext et d'Alternext à Paris. Sa composition se base sur le montant des volumes échangés localement. Le poids de chaque valeur est plafonné à 7,5 %. La composition et les pondérations du CAC-PME seront révisées trimestriellement.

Les critères de sélection pour rentrer dans la cotation CAC PME sont : un chiffre d'affaires inférieur à 1,5 milliard d'euros, d'employer 5000 salariés au maximum ou encore de présenter un actif total au bilan inférieur à 2 milliards d'euros. Des critères assez larges, qui ont été repris directement de la définition du PEA-PME et qui permettent de concerner beaucoup de sociétés du marché français. 40 valeurs ont été retenues par Euronext pour le lancement, mais la composition de cet indice est appelée à se modifier. En effet, l'échantillon pourra varier entre 20 et 40 sociétés au maximum. La liste des valeurs composant la première version du CAC PME a donc été modifiée

après son lancement. Toutefois, la sortie des valeurs de l'indice été soit pour le manque de liquidité ou à raison des problèmes d'éligibilité.

3.5.2 Présentation des indices EPU

L'approche empirique de cette section est basée sur une nouvelle mesure de l'incertitude liée aux politiques économiques développée par Scott R. Baker, Nicholas Bloom, et Steven J. Davis (2013). Il s'agit d'une série d'indices EPU qui estiment les effets d'incertitude des politiques économiques dans environ 20 pays, sur la volatilité implicite du marché d'actions, les taux d'investissement au niveau des entreprises et sur les taux de croissance de l'emploi et la production. En d'autres termes, par sa construction l'indice de l'EPU pourrait être lié à l'incertitude quant aux politiques fiscales monétaires et budgétaires. Dans le cadre de la présente étude, nous intéresserons aux indices, EPU US, EPU Europe et EPU France.

3.5.2.1 EPU US index

Rappelons que le choix de l'économie américaine semble évident, compte tenu de son influence mondiale sur les autres marchés boursiers (Ehrmann et Fratzscher, 2009 ; Klößner et Sekkel, 2014 ; Hammoudeh et al., 2016).

L'indice EPU US est calculé à fréquence journalière et construit à la base de trois composantes, soit:

- 1) La fréquence à laquelle des expressions telles que « politique économique » et « incertitude » apparaissent ensemble dans les médias. En effet, l'incertitude sur les décisions de politique économique est prise en compte par le nombre d'articles contenant des termes spécifiques liés aux politiques (incertitude ou incertain, économique ou économique, Congrès, déficit, réserve fédérale, législation, réglementation). Les articles proviennent des 10 grands journaux américains à savoir : *Boston Globe*, *Chicago Tribune*, *Dallas Morning News*, *Los Angeles*

Times, Miami Herald, New York Times, San Francisco Chronicle, USA Today, Wall Street Journal et Washington Post.

- 2) Le nombre de dispositions fiscales qui doivent expirer au cours des prochaines années. Cette composante donnera une mesure du degré d'incertitude qui concerne la voie que le code fiscal fédéral prendra à l'avenir.
- 3) L'écart des prévisions des dépenses publiques et de l'inflation. Cette composante s'appuie sur l'enquête sur les prévisionnistes professionnels de la Réserve de la Banque Fédérale de Philadelphie. En effet, les chercheurs utilisent le désaccord prévisionnel sur les achats du gouvernement fédéral et ceux des états comme mesure de l'incertitude de la politique budgétaire, alors que les prévisions de désaccord sur l'inflation future sont utilisées comme indirectes pour l'incertitude de la politique monétaire.

L'indice EPU US se calcule en utilisant des proportions égales à 1/2 pour la première composante, 1/6 pour la seconde, et 1/6 pour l'inflation et les achats gouvernementaux dans la troisième partie de l'indice (Antonakakis et al., 2013).

3.5.2.2 EPU Europe index

Rappelons que le choix de l'incertitude économique européen se justifie par l'effet de transmission de cette variable sur les marchés boursiers de pays membre de la zone Euro, notamment la France (Zakhartchouk, 2012 ; Sum 2012).

EPU Europe est un indice qui mesure le niveau de l'incertitude liée à la conduite des politiques économiques européennes. Par ailleurs, l'indice est construit de la même manière que l'indice EPU US basé sur les journaux américains. En effet, les chercheurs utilisent deux journaux par pays pour les indices de 5 grandes économies européennes (Allemagne, Royaume-Uni, France, Italie et Espagne). *Le Monde* et *Le Figaro* pour la France, *Handelsblatt* et *Frankfurter Allgemeine Zeitung* pour l'Allemagne, *Corriere*

Della Sera et *La Repubblica* pour l'Italie, *El Mundo* et *El Pais* pour l'Espagne, et *The Times of London* et *Financial Times* pour le Royaume-Uni.

3.5.2.3 EPU France

C'est l'un des sous-indices qui construit l'indice EPU Europe. Il s'agit de mesurer le niveau de l'incertitude liée à la conduite des politiques françaises à partir le nombre d'articles dans deux journaux (Le Monde et Le Figaro) qui contient les termes incertitude, économie et un ou plusieurs termes pertinents pour la politique.

3.6 DESCRIPTION DE LA BASE DE DONNÉES

Les mesures d'incertitude liée à la conduite des politiques économiques (EPU US, EPU Europe, EPU France) sont fournies par le site web <http://www.policyuncertainty.com/>. Les valeurs de l'indice CAC PME qui suit le rendement boursier de petites et moyennes entreprises françaises cotées sur la place parisienne sont disponibles sur le site web [//www.boursorama.com](http://www.boursorama.com). Pour les modèles 1 et 2, nous nous sommes limités dans l'utilisation de données mensuelles, car les indices EPU France et EPU Europe ne sont disponibles qu'à la fréquence mensuelle. L'échantillon utilisé pour ces deux modèles couvre la période allant du 14 mars 2014 jusqu'au 17 décembre 2017, avec un total de 44 observations pour chaque modèle. En ce qui concerne le modèle 3, nous avons utilisé des données journalières sur une période du 5 mars 2014 jusqu'au 20 novembre 2017, avec un nombre d'observations égales à 1369.

Chapitre 4 PRÉSENTATION DES RÉSULTATS

Le présent chapitre a pour objectif de présenter les résultats de notre recherche et d'en effectuer l'analyse. Il s'agit des résultats de l'estimation de trois modèles SVAR. Ainsi, on présentera successivement pour chaque modèle : le choix du nombre de retards optimal, les résultats de l'identification des chocs structurels à travers de la décomposition de Cholesky, les analyses des fonctions de réponses dynamiques, et finalement les analyses de la décomposition de la variance d'erreur de prévision.

4.1 ESTIMATION DU NOMBRE DE RETARDS

Le modèle 1 est un SVAR(p) avec deux variables (EPU France et CAC PME) qui sont disponibles à fréquence mensuelle. Il s'agit de 44 observations pour la période qui s'étale de mai 2014 jusqu'à décembre 2017. Par ailleurs, on a choisi $h=12$ le nombre maximal admissible de retards par les données disponibles. Par la suite, on a calculé les valeurs de la fonction de critère de Schwartz (SC) pour un ordre allant de 1 à 12. Le Tableau 1 représente les résultats d'estimation de la fonction SC pour un ordre allant de 1 à 12 pour le modèle 1.

Tableau 1

Le choix de nombre de retards optimal du modèle 1 selon le critère de Schwartz

Nombre de retards	Fonction (SC)	Nombre de retards	Fonction (SC)
1	45.968	7	98.374
2	52.736	8	108.406
3	65.887	9	108.899
4	78.912	10	117.200
5	78.541	11	129.377
6	91.639	12	125.968

Selon ce tableau, la valeur minimale de la fonction SC est égale à 45.968. Ainsi, le nombre de retards retenu est égal à 1. On déduit alors que le modèle 1 est un SVAR de premier ordre avec deux variables soit EPU France et CAC PME.

En ce qui concerne le modèle 2, le niveau d'incertitude liée aux politiques européennes est mesuré par l'indice EPU Europe. Le rendement des petites et moyennes capitalisations françaises est mesuré par l'indice CAC PME. Nous travaillons avec des données mensuelles pour la période qui s'étale de mai 2014 jusqu'à décembre 2017. Nous obtenons 44 observations. Il s'agit du même nombre de données disponibles dans le modèle 1. Par conséquent, on a choisi un nombre de retards maximum : $h=12$. Par la suite, on a calculé les valeurs de la fonction de critère de Schwartz (SC) pour un ordre allant de 1 à 12. Le Tableau 2 représente les résultats d'estimation de la fonction SC pour un ordre allant de 1 à 12 pour le modèle 2.

Tableau 2

Le choix de nombre de retards optimal du modèle 2 selon le critère de Schwartz

Nombre de retards	Fonction (SC)	Nombre de retards	Fonction (SC)
1	34.513	7	74.743
2	44.526	8	85.880
3	55.826	9	91.337
4	64.897	10	100.692
5	62.770	11	108.769
6	76.208	12	104.911

À la lecture de ce tableau, on constate que la valeur minimale de la fonction SC est égale à 34.51. Ainsi, le nombre de retards retenu est égal à 1. On déduit alors que le modèle 2 est un SVAR de premier ordre avec deux variables.

Pour ce qui est du modèle 3, le niveau d'incertitude liée aux politiques américaines est mesuré par l'indice EPU US. Le rendement des petites et moyennes capitalisations françaises est mesuré par l'indice CAC PME. Les deux indices sont disponibles à fréquence journalière pour la période qui s'étend du 5 mars 2014 jusqu'au 20 novembre 2017. Il s'agit de 1369 observations disponibles. Par ailleurs, on a choisi $h=30$: le nombre de retards maximal admissible par les données disponibles. Par la suite, on a calculé les valeurs de la fonction de critère de Schwartz (SC) pour un ordre allant de 1 à 30. Le Tableau 3 présenté ci-dessous représente les résultats d'estimation de la fonction SC pour un ordre allant de 1 à 30. On remarque ainsi que $\text{Min SC} = (-2100.560)$ correspond à $p=1$. On déduit alors que le modèle 3 est un SVAR de premier ordre avec deux variables.

Tableau 3

Le choix du nombre de retards optimal du modèle 3 selon le critère de Schwartz

Nombre de retards	Fonction (SC)	Nombre de retards	Fonction (SC)
1	-2100.560	16	-1865.940
2	-2095.720	17	-1843.983
3	-2080.405	18	-1817.190
4	-2066.359	19	-1791.715
5	-2061.970	20	-1768.829
6	-2055.165	21	-1757.037
7	-2062.599	22	-1729.185
8	-2048.118	23	-1702.150
9	-2024.081	24	-1679.962
10	-1999.578	25	-1664.880
11	-1975.651	26	-1637.040
12	-1953.998	27	-1616.237
13	-1932.673	28	-1594.880
14	-1916.610	29	-1569.190
15	-1893.275	30	-1542.647

4.2 LA DÉCOMPOSITION DE CHOLESKY

Dans le but de résoudre le problème d'identification des chocs, on impose une contrainte d'identification pour chaque modèle d'estimation. Cette restriction stipule qu'une innovation sur l'incertitude économique (domestique, régionale et américaine) aura un effet contemporain significatif sur le rendement boursier des petites et moyennes capitalisations boursières françaises. En revanche, une innovation sur le rendement boursier n'influence pas d'une manière instantanée l'incertitude économique. Par ailleurs, pour interpréter la décomposition de Cholesky, on procède à la lecture des tableaux 4, 5 et 6. Ces tableaux représentent les résultats de l'estimation des coefficients de la matrice triangulaire inférieure (C_{11}, C_{21}, C_{22}) pour respectivement les modèle 1, modèle 2 et modèle 3. La signification d'un coefficient est déterminée par rapport un intervalle de confiance de 5 %. Le Tableau 4 présenté ci-dessous représente le résultat de la décomposition de Cholesky du modèle 1 à deux variables à savoir, EPU Europe et CAC PME

Tableau 4
La décomposition de Cholesky pour le modèle 1

Variable	Coefficient	Std Error	T-Star	Signification
C_{11}	4.2395840526	0.3845453265	11.02493	0.00000000
C_{21}	0.6143392214	0.7019405502	0.87520	0.38146443
C_{22}	0.1957604156	0.0313877995	6.23683	0.00000000

À la lecture de la cinquième colonne du tableau 4, on constate que :

- Le coefficient C_{11} qui représente la réponse contemporaine de la variable EPU France à son propre choc non anticipé est statistiquement significatif. Il semble évident qu'un choc d'incertitude inattendu d'origine française a un impact significatif sur le niveau de l'incertitude liée aux politiques françaises.

- Le coefficient C_{21} qui représente la réponse immédiate de la variable CAC PME à un choc sur la variable EPU France est statistiquement significatif. On conclut que l'incertitude liée à la conduite des politiques économiques françaises (locales) a un impact significatif sur le rendement des petites et moyennes capitalisations françaises cotées sous l'indice CAC PME.
- Le coefficient C_{22} qui représente la réponse contemporaine de la variable CAC PME à un choc sur CAC PME est statistiquement significatif. Ainsi, le CAC PME réagit à son propre choc.

Le Tableau 5 présenté ci-dessous représente le résultat de la décomposition de Cholesky du modèle 2 à deux variables à savoir, EPU Europe et CAC PME.

Tableau 5
La décomposition de Cholesky dans le modèle 2

Variable	Coefficient	Std Error	T-Star	Signification
C_{11}	3.4547353268	0.4662872469	7.40903	0.00000000
C_{21}	0.1693758124	0.4733817500	0.35780	0.72049327
C_{22}	0.162552663	0.0294139447	6.67218	0.00000000

La colonne 5 de ce tableau indique que :

- Le coefficient C_{11} qui représente la réponse contemporaine de la variable EPU Europe à son propre choc non anticipé est statistiquement significatif. Il semble évident que le niveau de l'incertitude liée aux politiques économiques européennes réagit à un choc d'incertitude européen non anticipé.
- Le coefficient C_{21} qui représente la réponse immédiate de la variable CAC PME à un choc sur la variable EPU Europe est statistiquement non significatif. En effet, la marge d'erreur dans l'estimation du coefficient C_{21} dépasse 5 %, qui

revient à 7,2 %. On constate alors que la réponse immédiate du rendement boursier des petites et moyennes capitalisations françaises à un choc d'incertitude européen est non significative. Par conséquent, l'impact de l'incertitude liée aux politiques économiques européennes (régionales) sur le rendement boursier des petites et moyennes capitalisations françaises est non significatif.

- Le coefficient C_{22} qui représente la réponse contemporaine de la variable CAC PME à un choc sur CAC PME est statistiquement significatif. Il semble évident que le rendement boursier des petites et moyennes capitalisations françaises réagit à son propre choc.

Le Tableau 6 présenté ci-dessous, représente le résultat de la décomposition de Cholesky du modèle SVAR (1) à deux variables, à savoir : EPU US et CAC PME.

Tableau 6
La décomposition de Cholesky dans le modèle 3

Variable	Coefficient	Std Error	T-Star	Signification
C_{11}	2.2025922647	0.035033322	62.87136	0.00000000
C_{21}	-0.021222302	0.061647486	-0.34425	0.73065640
C_{22}	1.013863869	0.010677957	94.94924	0.00000000

La lecture de la cinquième colonne permet de constater que :

- Le coefficient C_{11} qui représente la réponse contemporaine de la variable EPU US à son propre choc non anticipé est statistiquement significatif. Ainsi, un choc d'incertitude inattendu d'origine américaine a un impact significatif sur le niveau de l'incertitude liée aux politiques économiques américaines. Ce constat semble évident.

- Le coefficient C_{21} qui représente la réponse immédiate de la variable CAC PME à un choc sur la variable EPU US est statistiquement non significatif. La marge d'erreur dans l'estimation du coefficient C_{21} dépasse 5 % ce qui revient à 7,3 %. On conclut ainsi que l'incertitude liée à la conduite des politiques économiques américaines (internationales) n'a pas un impact significatif sur le rendement boursier des petites et moyennes capitalisations françaises cotées sous l'indice CAC PME.
- La variable CAC PME réagit à son propre choc. En effet, le coefficient C_{22} qui représente la réponse contemporaine de la variable CAC PME à un choc sur la même variable est statistiquement significatif. Il semble évident que le rendement boursier des petites et moyennes capitalisations réagit à ses propres chocs.

4.3 LES FONCTIONS DE RÉPONSES DYNAMIQUES

Dans cette section, nous analysons la réaction dynamique de la variable CAC PME à un choc d'incertitude dans les trois modèles. Les résultats sont présentés, respectivement dans les Figures 1, 2 et 3. La ligne continue retrace la trajectoire de la réaction dynamique des variables du modèle, les deux lignes discontinues représentent les bornes de l'intervalle de confiance soit 5 %.

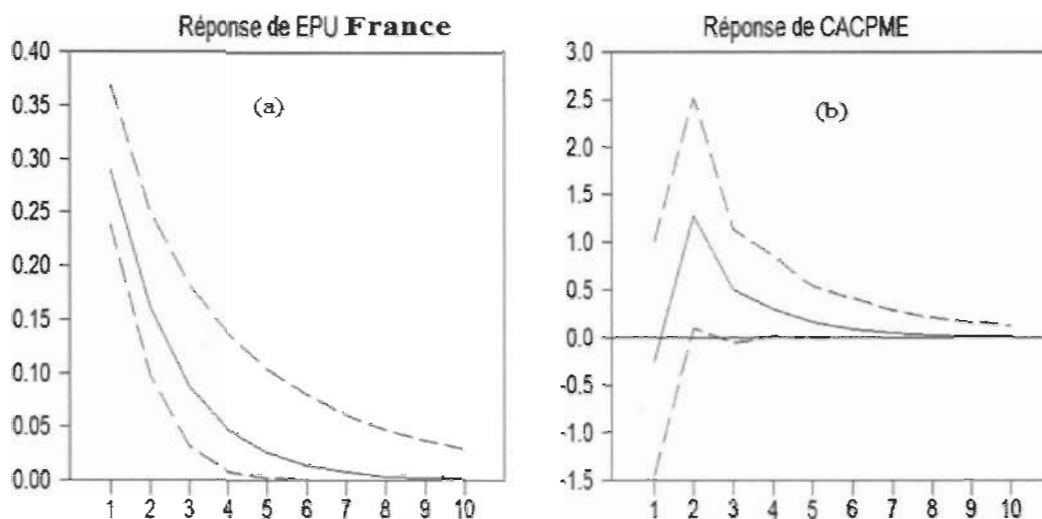


Figure 1: (a) réponse dynamique de la variable EPU France à un choc d'incertitude français. (b) réponse dynamique de la variable CAC PME à un choc d'incertitude français.

Les Figures 1.a et 1.b présentées ci-dessus représentent respectivement la réponse dynamique de la variable EPU France et de la variable CAC PME à un choc d'incertitude français non anticipé. Selon la Figure 1.a, la réponse dynamique de la variable EPU France à son propre choc est parfaitement significative. Ce résultat rejoint celui de la décomposition de Cholesky (voir Tableau 1). En ce qui concerne, la réponse impulsionnelle de la variable CAC PME à un choc non anticipé sur la variable EPU France présentée dans la Figure 1.b, on remarque que dans un horizon de 10 mois d'estimation, la réponse dynamique passe par trois séquences. En effet, il s'agit d'abord d'une réponse non significative de la variable CAC PME à un choc affectant la variable EPU France pour le premier mois. Ensuite, on observe un pic sur la courbe de la réponse dynamique de la variable CAC PME dans le deuxième mois. Enfin, juste après le deuxième mois qui suit la survenance du choc, on remarque que la réponse devient statistiquement non significative. Par ailleurs, la réponse dynamique du rendement boursier des petites et moyennes capitalisations françaises aux innovations quant aux politiques économiques françaises (locales), est significative seulement dans le

deuxième mois après le choc. Toutefois, cette réponse est quasiment nulle pour le reste de la période.

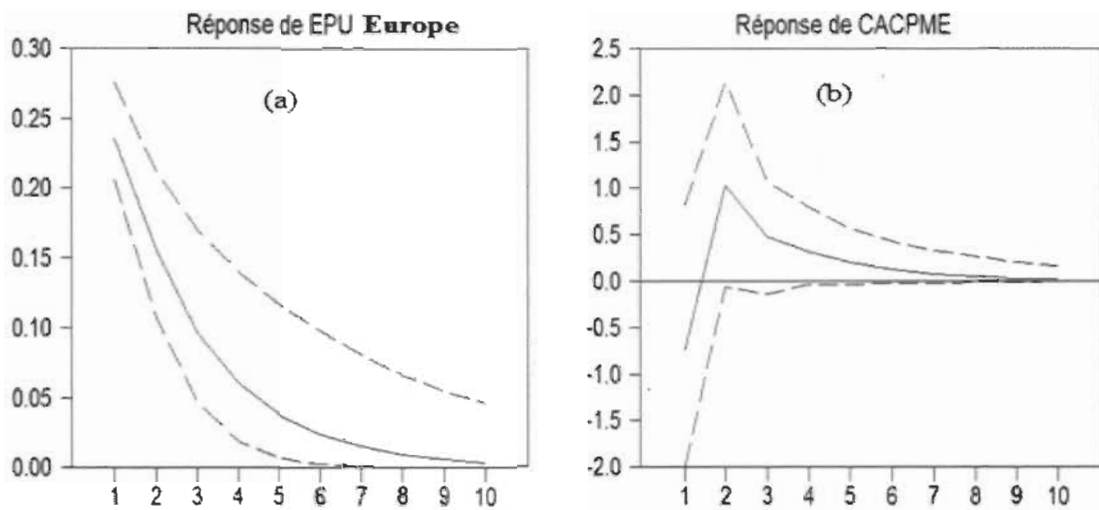


Figure 2: (a) réponse dynamique de la variable EPU Europe à un choc d'incertitude européen. (b) réponse dynamique de la variable CAC PME à un choc d'incertitude européen.

Dans le modèle 2 à deux variables EPU Europe et CAC PME, est soumis à un choc non anticipé affectant la variable EPU Europe. Les Figures 2.a et 2.b présentées ci-dessus représentent respectivement la réponse dynamique de la variable EPU Europe à son propre choc et celle de la variable CAC PME à la suite d'un choc inattendu sur la variable EPU Europe. À la lecture de la Figure 2.a, on constate que la réponse dynamique de la variable EPU Europe à un son propre choc est significative. Ce résultat est évident. Ainsi, le niveau d'incertitude économique liée aux politiques économiques européennes réagit significativement à un choc d'incertitude non anticipé d'origine européenne. Cependant, la Figure 2.b retrace la représentation graphique de la réponse dynamique de la variable CAC PME à un choc d'incertitude d'origine européenne non anticipé, signale une réponse statistiquement non significative. On déduit ainsi que l'incertitude liée à la conduite des politiques économiques européennes (régionales) n'a pas un impact sur le rendement boursier des petites et moyennes entreprises françaises cotées sur le marché boursier français. Ce résultat confirme celui de la décomposition de Cholesky (voir Tableau 2).

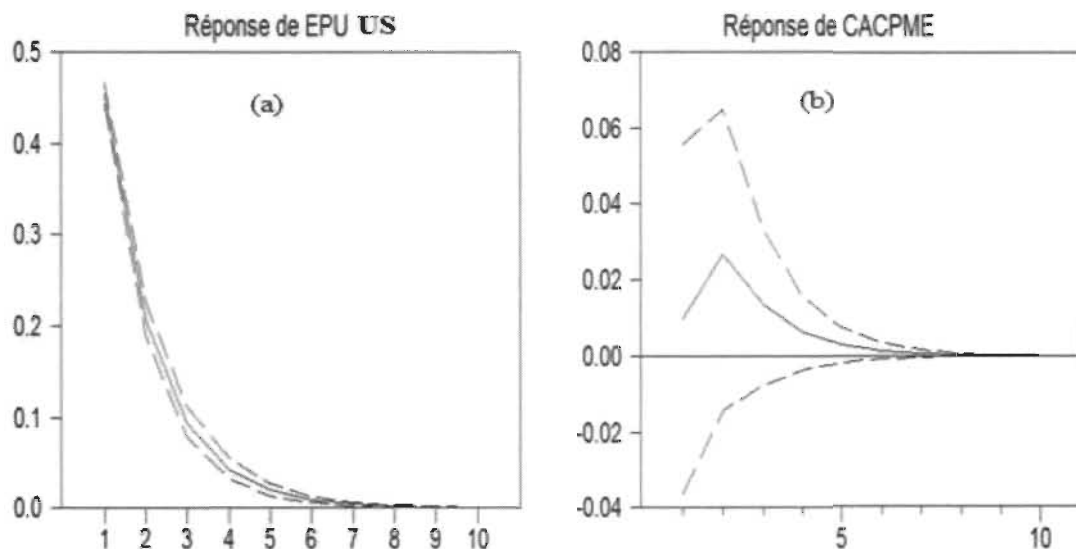


Figure 3:(a) réponse dynamique de la variable EPU US à un choc d'incertitude américain. (b) réponse dynamique de la variable CAC PME à un choc d'incertitude américain

Concernant le modèle 3, les Figures 3.a et 3.b ci-dessus représentent respectivement la réponse dynamique de la variable EPU US, et la réponse de la variable CAC PME à un choc d'incertitude américain non anticipé. Pour ce qui est de la réponse dynamique de la variable EPU US à un choc d'incertitude américain non anticipé, la Figure 3.a montre une réponse significative. En effet, il semble évident que la variable EPU US réagit significativement aux chocs d'incertitude liée à la conduite des politiques économiques américaines. Ce résultat soutient celui trouvé à la suite de la décomposition de Cholesky (voir Tableau 3). Quant à la réponse dynamique de la variable CAC PME à un choc d'incertitude américain non anticipé présenté dans la Figure 3.b, on constate que la valeur 0 appartient à l'intervalle de confiance de 5 % (représenté par les deux lignes discontinues). Il ressort de cela que la réponse contemporaine de la variable CAC PME à un choc d'incertitude d'origine américaine est non significative.

On déduit ainsi que les innovations relatives aux politiques économiques américaines n'ont pas un impact statistiquement significatif sur le rendement boursier des actions des petites et moyennes valeurs françaises cotées sur la place boursière parisienne. C'est le même constat observé à la suite de la décomposition de Cholesky (voir Tableau 3).

4.4 LA DÉCOMPOSITION DE LA VARIANCE D'ERREUR DE PRÉVISION

La décomposition de la variance des variables du modèle 1 nous permet de déterminer la proportion des mouvements dans les erreurs de prévision de la variable EPU France et la variable CAC PME due aux chocs d'incertitude non anticipés affectant la variable EPU France. La Figure 4.a illustre graphiquement les résultats de cette décomposition. Ainsi, on constate qu'environ 100 % de la variance totale de la variable EPU France est expliquée par ses propres chocs. Par ailleurs, en cohérence avec les résultats précédents de la décomposition de Cholesky (voir tableau 1) et la fonction de réponse (voir figure 1.a), la décomposition de la variance totale de la variable EPU

France confirme que le choc d'incertitude local exerce un impact significatif sur le niveau d'incertitude liée aux politiques économiques françaises. Ensuite, la Figure 4.b montre qu'un choc inattendu sur la variable EPU France explique au maximum 22,5 % de la variance totale de la variable CAC PME. Ce résultat montre que les innovations au niveau d'incertitude économique locale ne représentent qu'une modeste proportion de la variance totale du rendement boursier des petites et moyennes valeurs françaises cotées sur la place boursière parisienne. Ce constat est soutenu par les résultats de la fonction de réponse (voir figure 3.b) ainsi que la décomposition de Cholesky (voir tableau 6). À titre de synthèse, l'incertitude liée à la conduite des politiques économiques locales exerce un impact significatif sur le rendement du marché boursier français dédié aux petites et moyennes capitalisations françaises. Toutefois, cet impact est non persistant.

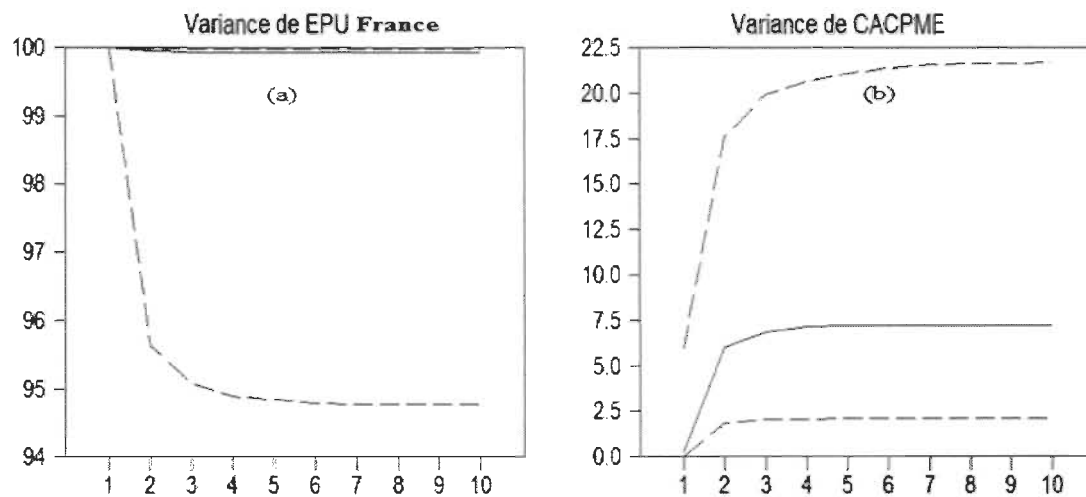


Figure 4: (a) décomposition de la variance de la variable EPU France suite à un choc d'incertitude français. (b) décomposition de la variance de la variable CAC PME suite à un choc d'incertitude français.

Les Figures 5.a et 5.b présentées ci-dessous représentent respectivement la décomposition de la variance d'erreur de prévision de la variable EPU Europe et de la variable CAC PME à un choc d'incertitude américain non anticipé. Concernant la

décomposition de la variance d'erreur de prévision de la variable EPU Europe, la Figure 5.a indique que la variance totale de la variable EPU Europe est expliquée à raison de plus de 99 % par ses propres chocs. Il en ressort que les chocs d'incertitude européens sont parfaitement corrélés au niveau d'incertitude liée à la conduite des politiques économiques dans la zone euro. Ce constat rejoint celui observé lors de la décomposition de Cholesky (voir tableau 2) et pour donner suite à l'analyse de la fonction de réponse (voir figure 2.a). Pour ce qui est du résultat de la décomposition de la variance d'erreurs de prévision de la variable CAC PME, à la suite d'un choc affectant la variable EPU Europe, la Figure 5.b démontre que les innovations relatives au niveau d'incertitude des politiques économiques européennes (régionales) ne représentent qu'une faible proportion de la variance totale de la variable CAC PME soit un maximum de 20 %. Par ailleurs, en cohérence avec les résultats de la décomposition de Cholesky (voir tableau 2) ainsi que l'analyse de la fonction de réponse (voir figure 2.b), on conclut que l'incertitude liée aux politiques économiques européennes (régionales) n'influence pas le rendement boursier des actions des petites et moyennes capitalisations françaises cotées sur la place boursière parisienne.

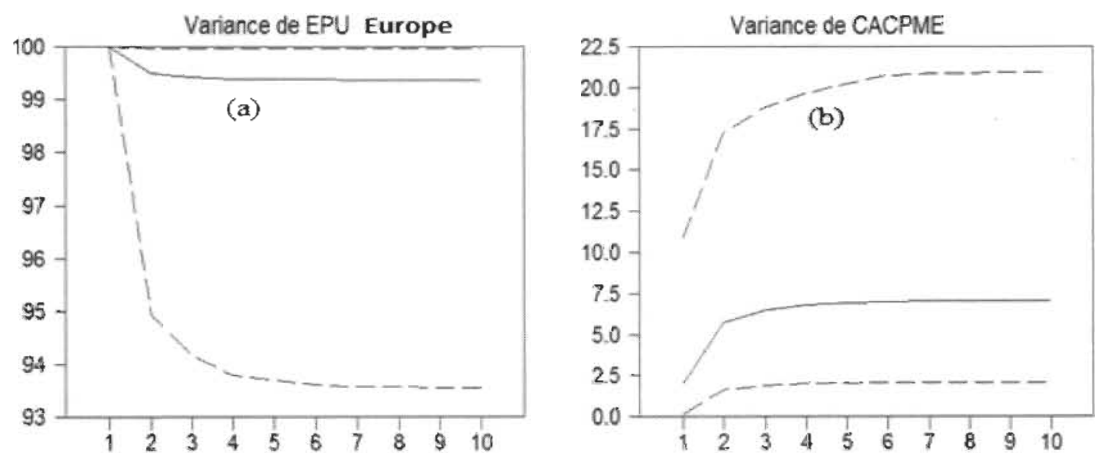


Figure 5: (a) décomposition de la variance de la variable EPU Europe suite à un choc d'incertitude européen. (b) décomposition de la variance de la variable CAC PME suite à un choc d'incertitude européen.

La Figure 6.a présentée ci-dessous retrace la décomposition de la variance totale de la variable EPU US à la suite de son propre choc. On constate que plus de 99,4 % de la variance totale de la variable EPU US est due à ses propres chocs. On déduit ainsi que l'incertitude liée à la conduite des politiques économiques américaines mesurée par la variable EPU US réagit significativement à ses propres chocs. Ce résultat confirme le constat observé à la suite de la décomposition de Cholesky (voir tableau 3) et celui tiré de l'analyse de la fonction de réponses dynamiques (voir figure 3.a). Concernant la décomposition de la variance totale de la variable CAC PME à la suite d'un choc d'incertitude inattendu sur la variable EPU US présentée dans la Figure 6.b, on remarque que le choc d'incertitude américain non anticipé n'explique que 0,75 % de la variance totale de la variable CAC PME. On aboutit donc à un résultat conforme à celui de l'analyse de la fonction de réponse dynamique de la variable CAC PME à un choc d'incertitude américaine. En effet, la décomposition de la variance d'erreur de prévision de la variable CAC PME prouve qu'une innovation (choc) qui touche le niveau d'incertitude liée à la conduite des politiques économiques américaines n'a pas un impact statistiquement significatif sur le rendement boursier des petites et moyennes entreprises françaises cotées sur le CAC PME. En effet, dans le modèle 3, la variable CAC PME est considérée comme exogène. En d'autres termes, le rendement boursier des petites et moyennes entreprises françaises évolue indépendamment des chocs d'incertitude d'origine américaine.

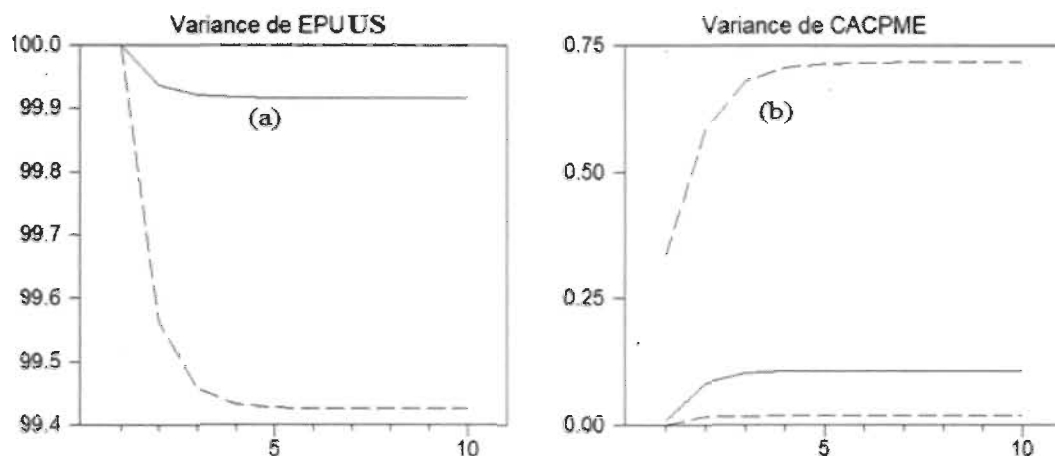


Figure 6: (a) décomposition de la variance de la variable EPU US à la suite d'un choc d'incertitude américain. (b) décomposition de la variance de la variable CAC PME à la suite d'un choc d'incertitude américain.

4.5 SOMMAIRE DES RÉSULTATS

Le Tableau 7 présente les principaux résultats d'estimation des trois modèles SVAR. D'une façon plus synthétique, les résultats montrent que l'incertitude liée à la conduite des politiques économiques européennes et américaines exerce un impact non significatif sur le rendement des petites et moyennes capitalisations françaises. Par ailleurs, il ressort de cette étude que l'incertitude liée à la conduite des politiques économiques françaises (locales) exerce un impact significatif sur le rendement de petites et moyennes capitalisations françaises. Cependant, les résultats ont montré que cet impact s'avère non persistant.

Tableau 7
Synthèse des résultats

Les modèles Les étapes d'estimation du modèle	Modèle 1 : Choc d'incertitude locale (français)	Modèle 2 : choc d'incertitude régionale (européen)	Modèle 3 : choc d'incertitude internationale (américain)
Décomposition de Cholesky	Réponse contemporaine significative du rendement boursier des petites et moyennes capitalisations françaises à un choc d'incertitude locale (français)	Réponse contemporaine non significative du rendement boursier des petites et moyennes capitalisations françaises à un choc d'incertitude régionale (européen)	Réponse contemporaine non significative du rendement boursier des petites et moyennes capitalisations françaises à un choc d'incertitude internationale (américain)
Fonctions de réponses dynamique	Réponse dynamique significative du rendement boursier des petites et moyennes capitalisations françaises à un choc d'incertitude locale (français)	Réponse dynamique non significative du rendement boursier des petites et moyennes capitalisations françaises à un choc d'incertitude régionale (européen)	Réponse dynamique non significative du rendement boursier des petites et moyennes capitalisations françaises à un choc d'incertitude internationale (américain)
Décomposition de la variance d'erreur de prévision	Impact non persistant d'un choc d'incertitude locale sur le rendement boursier de petites et moyennes entreprises françaises	Impact non persistant d'un choc d'incertitude régionale sur le rendement boursier de petites et moyennes entreprises françaises	Absence d'impact d'un choc d'incertitude américain sur le rendement boursier de petites et moyennes entreprises françaises

Chapitre 5 DISCUSSION

Ce chapitre a pour but de discuter les différents résultats obtenus. Ainsi, nous allons interpréter successivement les résultats de l'estimation de 3 modèles SVAR. Dans un deuxième temps, nous mettrons en évidence les implications théoriques et empiriques de résultats pour chaque modèle.

5.1 IMPACT DES CHOCS D'INCERTITUDE LOCAUX SUR LE RENDEMENT BOURSIER DES PETITES ET MOYENNES CAPITALISATIONS FRANÇAISES

Dans le premier modèle, nous avons tenté d'examiner la réaction de l'indice CAC PME à la suite d'un choc d'incertitude français (local). À la lecture de résultat de l'analyse de la fonction de réponse dynamique de la variable CAC PME (voir figure 1.b) nous avons constaté que pour un horizon de dix mois, le choc d'incertitude local non anticipé avait un impact significatif seulement dans le deuxième mois sur le rendement boursier. Cependant, cet impact était quasiment nul pour le reste de la période. De plus, la décomposition de la variance des erreurs de prévision de la variable CAC PME indique qu'un choc d'incertitude français (local) explique au maximum 25 % de la variance totale de la variable CAC PME (voir figure 5.b). À titre de synthèse, les résultats de l'estimation de ce modèle révèlent un impact significatif mais non persistant des chocs d'incertitude locale sur le rendement des petites et moyennes entreprises françaises cotées sous l'indice CAC PME. En effet, les innovations quant au niveau d'incertitude liée aux politiques économiques locales n'explique pas la variation de la valeur de l'indice boursier de l'indice CAC PME.

Ce même constat est d'ailleurs partagé par certains chercheurs. À titre d'exemple, Christou et al. (2017) ont examiné l'impact des chocs d'incertitude d'origine locale sur les rendements des marchés boursiers dans six pays (Australie, Canada, Chine, Japon, Corée et États-Unis), leurs résultats montrent que l'impact des chocs d'incertitude économique propres au pays sur les rendements boursiers est momentané, précisément, l'impact est négatif et significatif, pour le premier mois, mais il devient positif et non

significatif, au cours du mois suivant. Toutefois, nos résultats ne confirment pas ceux de plusieurs recherches antérieures (Pastor et Veronesi 2011 ; Dzielinski, 2012; Kang et Ratti ,2013 ; Bijsterbosch et Guerin ,2013 ; Antonakakis et al. ,2013). En effet, ces chercheurs ont largement documenté l'impact négatif des chocs d'incertitude locale sur le rendement de grandes capitalisations. Comme, Dzielinski (2012) qui a étudié l'impact de l'incertitude économique américaine sur le rendement de l'indice boursier américain S&P 500 et il a remarqué que dans la semaine qui suit une hausse de l'incertitude économique, on observe une baisse considérable du rendement boursier des grandes entreprises incluses dans l'indice S&P 500.

Aussi, Antonakakis et al. (2013) ont montré que les corrélations dynamiques entre l'incertitude liée aux politiques économiques locales et les rendements boursiers des grandes capitalisations américaines sont constamment négatives. Pour ce qui est les résultats de la présente étude, nous n'avons pas identifié l'existence d'un impact négatif des chocs d'incertitude locale sur le rendement des marchés boursiers dans le cas de petites et moyennes entreprises.

En définitive, nous pouvons retenir à l'issue de l'estimation du modèle 1 que le rendement boursier des petites et moyennes capitalisations françaises évolue indépendamment des innovations quant à l'incertitude liée aux politiques économiques d'origine locale. Ce résultat voudrait donc dire qu'un portefeuille qui reproduit la performance boursière des petites et moyennes capitalisations françaises ne sera pas affecté par des chocs d'incertitude d'origine française, ce qui débouche sur une opportunité pour les investisseurs. En effet, investir dans les titres appartenant à l'indice CAC PME leur permettra de se prémunir contre les effets néfastes de l'incertitude liée aux politiques économiques nationales.

5.2 IMPACT DE LA TRANSMISSION RÉGIONALE DES CHOCS D'INCERTITUDE EUROPÉENS SUR LE RENDEMENT BOURSIER DES PETITES ET MOYENNES CAPITALISATIONS FRANÇAISES

Afin de mesurer l'impact des chocs d'incertitude régionale (Europe) sur le rendement boursier des PME françaises, on a utilisé un deuxième modèle SVAR de premier ordre avec deux variables à savoir, EPU Europe et CAC PME. À cet égard, la décomposition de Cholesky (voir tableau 5), la fonction de réponse dynamique de la variable CAC PME à un choc qui affecte l'EPU Europe (voir figure 2.b) et la décomposition de la variance de la variable CAC PME suite à un choc d'incertitude non anticipé d'origine régionale (européen) débouchent sur deux principaux constats. Le premier consiste l'absence d'un impact statistiquement significatif des changements dans l'incertitude de la politique économique européenne sur le rendement boursier des PME françaises. Le deuxième constat concerne l'effet non persistant des chocs d'incertitude américains dans la variance totale de rendement boursier des petites et moyennes valeurs françaises. En fait, la figure 5.b montre que les innovations quant au niveau d'incertitude économique régionale ne représentent qu'une faible proportion (22.5%) de la variance totale de la variable CAC PME.

En résumé, la transmission internationale des chocs d'incertitude régionaux (Europe) n'impacte pas le rendement boursier des petites et moyennes capitalisations françaises cotées sous l'indice CAC PME. De plus, le niveau d'incertitude liée à la conduite des politiques économiques européennes n'explique pas l'évolution du rendement de l'indice boursier CAC PME.

Rappelons que les résultats des études existantes sur la transmission régionale des chocs d'incertitude sur les marchés boursiers de la zone euro convergent vers l'existence d'un impact significatif et négatif de ces chocs sur le rendement des marchés boursiers des pays membres de l'UE, dans le cas de grandes capitalisations (Zakhartchouk, 2012 ; Sum, 2012). Zakhartchouk (2012) a examiné l'impact des chocs d'incertitude européens

sur l'indice boursier CAC 40 qui suit la performance des grandes entreprises françaises. Il a constaté qu'à la suite d'un choc d'incertitude européen, le CAC 40 perd immédiatement environ 10 % de sa valeur par rapport à son niveau avant le choc. Quant à Sum (2012), a mené une étude sur le rôle de l'incertitude des politiques économiques européenne sur la performance des marchés boursiers dans l'union européenne. Les résultats de sa recherche montrent que les chocs d'incertitude liés à la conduite des politiques européennes affectent négativement les rendements de marchés boursiers dans l'ensemble de l'Union européenne.

Cependant, les résultats de la présente étude réalisée sur l'indice CAC PME signalent l'absence d'un effet statistiquement significatif de la transmission régionale des chocs d'incertitude sur les rendements boursiers des petites et moyennes entreprises françaises.

En somme, nous pouvons retenir que les effets de la transmission régionale des chocs d'incertitude sur le rendement des petites et moyennes capitalisations sont négligeables, voire inexistants. Ce résultat est très surprenant étant donnée la hausse considérable de l'incertitude qui caractérise l'environnement économique européen durant la dernière décennie (la crise des dettes souveraines européennes en 2011, le Brexit 2016). Par ailleurs, les résultats de la présente étude pourront inciter les investisseurs et les gestionnaires de portefeuille sur les marchés boursiers européens à s'intéresser davantage aux titres des petites et moyennes entreprises françaises cotées sous l'indice CAC PME. L'opportunité d'investir dans les PME françaises est légitimée par l'insensibilité de leurs rendements boursiers aux chocs d'incertitude affectant l'Europe.

5.3 IMPACT DE LA TRANSMISSION INTERNATIONALE DES CHOCS D'INCERTITUDE AMÉRICAINS SUR LE RENDEMENT BOURSIER DES PETITES ET MOYENNES CAPITALISATIONS FRANÇAISES

Comme il a été mentionné précédemment, on a proposé d'examiner l'effet de la transmission internationale de l'incertitude de la politique économique américaine sur le rendement de petites et moyennes capitalisations françaises. Pour y parvenir, on a eu recours au modèle 3. Il s'agit d'un SVAR de premier ordre avec deux variables EPU US et CAC PME.

Ainsi, le résultat de la décomposition de Cholesky (voir tableau 6) et de l'analyse de la fonction de réponse dynamique de la variable CAC PME à un choc sur l'EPU Américain (voir figure 3.b), ont montré que le rendement boursier des actions des petites et moyennes valeurs françaises n'est pas significativement affecté par les niveaux d'incertitude des politiques économiques américaines. De plus, la décomposition de la variance d'erreur de la variable CAC PME par suite d'un choc d'incertitude américain non anticipé (voir figure 6.b) a démontré que le rendement boursier des actions françaises évolue indépendamment des innovations liées au niveau d'incertitude des politiques économiques américaines.

En effet, un choc sur l'indice EPU US n'explique que 0,75% de la variation de la variable CAC PME. Par conséquent, on constate qu'il n'y a pas de lien statistiquement significatif entre la transmission internationale de chocs d'incertitude américains et le rendement boursier de petites et moyennes capitalisations françaises. Ce même constat est partagé par certains chercheurs.

En examinant l'impact des chocs d'incertitude américains sur le rendement de dix marchés boursiers asiatiques, Donadelli (2015) a montré l'absence d'un impact statistiquement significatif des innovations quant au niveau d'incertitude des politiques économiques américaines sur le rendement des marchés étudiés. Dans la même veine, dans une étude sur la réaction des rendements des marchés boursiers dans les pays de

BRIC (Brésil, Russie, Inde et Chine) aux chocs d'incertitude américains, Sum (2012) a constaté que l'incertitude des politiques économiques américaines n'a aucun effet significatif sur le rendement du marché boursier chinois.

Toutefois, les résultats de la présente étude ne confirment pas ceux d'un bon nombre d'études existantes sur la transmission internationale des chocs d'incertitude américains. En effet, plusieurs chercheurs ont souligné les effets significatifs et négatifs de la transmission internationale des chocs d'incertitude américains sur le rendement boursier de grandes capitalisations cotées sur les différentes places boursières mondiales (Favero et Giavazzi (2008) ; Ehrmann et Fratzscher, 2009 ; Klößner et Sekkel, 2014 ; Hammoudeh et al., 2016). On cite à titre d'exemple, Christou et al. (2017) qui ont montré que l'incertitude économique américaine exerce un impact négatif sur les rendements des actions de six marchés boursiers (Canada, France, Italie, Allemagne, les États-Unis et le Royaume-Uni). Colombo (2013) a constaté que l'impact des chocs d'incertitude américains sur l'économie européenne est quantitativement plus important que celle des chocs d'incertitude liés à la zone euro.

Par ailleurs, le résultat de ce travail de recherche sont utiles pour les investisseurs qui pourraient saisir des opportunités de placement intéressantes après une augmentation du niveau de l'incertitude des politiques économiques américaines. En effet, ces investisseurs profitent de cette opportunité en investissant dans les actions des petites et moyennes entreprises françaises cotées sous l'indice CAC PME sur le marché français.

CONCLUSION

Dans cette étude, nous avons tenté d'estimer à l'aide de trois modèles SVAR l'impact de l'incertitude liée aux politiques économiques d'origine locale, régionale et internationale sur le rendement boursier de petites et moyennes capitalisations françaises. Pour y parvenir, nous avons utilisé, d'une part, une série de nouveaux indices EPU développés par Scott R. Baker, Nicholas Bloom, et Steven J. Davis (2013) permettant de mesurer le niveau d'incertitude de politiques économiques et, d'autre part, l'indice boursier CAC PME qui suit la performance boursière des PME françaises cotées. L'estimation d'un modèle vecteur auto régressif structurel passe par trois étapes. La première consiste à identifier les chocs d'incertitude non anticipés grâce à la décomposition de Cholesky. La seconde concerne l'analyse des fonctions de réponses dynamiques à la suite des chocs d'incertitude. Quant à la troisième étape, il s'agit de l'interprétation de la décomposition de la variance des erreurs de prévisions.

Les résultats de l'estimation du premier modèle SVAR montrent que l'impact de choc d'incertitude local est significatif sur le rendement de petites et moyennes entreprises françaises cotées sous l'indice CAC PME. De plus, l'analyse de la fonction de réponse ainsi que la décomposition de la variance de la variable CAC PME à la suite d'un choc d'incertitude français non anticipé ont montré que l'impact de ce choc local est significatif seulement dans le deuxième mois après le choc. Cependant, cet impact est quasiment nul pour le reste de la période. Par la suite, l'estimation des modèles 2 et 3 démontre que le rendement boursier de petites et moyennes capitalisations françaises évolue indépendamment des chocs d'incertitude liés des politiques économiques européennes et américaines.

Au regard des résultats de l'analyse empirique, nous émettons les conclusions suivantes. Dans un premier temps, nous avons constaté que l'incertitude liée à la conduite des politiques économiques locales exerce un impact significatif sur le

rendement des petites et moyennes capitalisations. Cependant, cet impact est non persistant. Dans un deuxième temps, les effets de la transmission régionale des chocs d'incertitude européenne sur le rendement des petites et moyennes capitalisations françaises sont négligeables, voire inexistant. Dans un troisième temps, en dépit du poids important de l'économie américaine sur l'échelle internationale, nos résultats signalent l'absence d'un effet significatif de la transmission internationale du choc d'incertitude américain sur les petites et moyennes valeurs boursières françaises.

La majorité des études existantes au sujet de l'impact de l'incertitude lié à la politique économique sur le rendement des marchés boursiers se sont focalisées sur la réaction des grandes capitalisations (Pastor et Veronesi, 2011 ; Kang et Ratti, 2013 ; Bijsterbosch et Guerin, 2013 ; Antonakakis et al., 2013). La question de la réaction des petites et moyennes capitalisations boursières n'a fait l'objet, à notre connaissance, d'aucune étude. Au regard de ce constat, notre étude contribue à combler cette lacune de la littérature actuelle. En effet, elle porte une attention particulière à la réaction des petites et moyennes entreprises françaises cotées en bourse face aux chocs d'incertitude d'origine locale, régionale (européenne) et internationale (américain).

Le résultat du présent travail de recherche débouche sur les opportunités que les investisseurs pourraient gagner pour donner suite à une augmentation de niveau d'incertitude liée aux politiques économiques françaises, européennes et américaines. Et cela, en investissant dans les actions de petites et moyennes entreprises françaises cotées sous l'indice CAC PME, vu leur insensibilité face aux chocs d'incertitude locaux, régionaux et internationaux.

Ces résultats présentent également une bonne nouvelle pour les dirigeants des PME françaises qui composent l'indice boursier CAC PME. En effet, le rendement boursier de leurs entreprises est à l'abri des effets néfastes de l'incertitude liée aux politiques économiques, peu importe ses origines. Par conséquent, les innovations quant

aux niveaux d'incertitude liée aux politiques économiques locales, régionales et américaines n'influenceront pas leurs décisions concernant les projets d'investissement et d'embauche.

Néanmoins, dans cette étude, nous avons été limités par la disponibilité des données surtout journalières relatives aux mesures des niveaux d'incertitude des politiques économiques françaises et européennes (indices EPU France et EPU Europe). Ce manque de données pourrait peut-être affecter les résultats de l'estimation de l'impact des chocs d'incertitude locaux et régionaux sur le rendement boursier des petites et moyennes capitalisations françaises ainsi que leurs interprétations.

Ce travail de recherche pourra ouvrir la voie à de nouvelles pistes de recherche relatives à la détermination de l'impact de l'incertitude des politiques économiques sur le rendement des petites et moyennes entreprises en prenant en considération le cycle économique. En effet, il est possible que ces impacts diffèrent selon qu'il s'agisse d'une phase d'expansion économique versus une phase de contraction.

ANNEXES

ANNEXE A – Choix du nombre de retards

Tableau 1

Le choix de nombre de retards optimal du modèle 1 selon le critère de Schwartz

Nombre de retards	Fonction (SC)	Nombre de retards	Fonction (SC)
1	45.968	7	98.374
2	52.736	8	108.406
3	65.887	9	108.899
4	78.912	10	117.200
5	78.541	11	129.377
6	91.639	12	125.968

Tableau 2

Le choix de nombre de retards optimal du modèle 2 selon le critère de Schwartz

Nombre de retards	Fonction (SC)	Nombre de retards	Fonction (SC)
1	34.513	7	74.743
2	44.526	8	85.880
3	55.826	9	91.337
4	64.897	10	100.692
5	62.770	11	108.769
6	76.208	12	104.911

Tableau 3**Le choix du nombre de retards optimal du modèle 3 selon le critère de Schwart**

Nombre de retards	Fonction (SC)	Nombre de retards	Fonction (SC)
1	-2100.560	16	-1865.940
2	-2095.720	17	-1843.983
3	-2080.405	18	-1817.190
4	-2066.359	19	-1791.715
5	-2061.970	20	-1768.829
6	-2055.165	21	-1757.037
7	-2062.599	22	-1729.185
8	-2048.118	23	-1702.150
9	-2024.081	24	-1679.962
10	-1999.578	25	-1664.880
11	-1975.651	26	-1637.040
12	-1953.998	27	-1616.237
13	-1932.673	28	-1594.880
14	-1916.610	29	-1569.190
15	-1893.275	30	-1542.647

ANNEXE B – La décomposition de Cholesky

Tableau 4

La décomposition de Cholesky pour le modèle 1

Variable	Coefficient	Std Error	T-Star	Signification
C_{11}	4.2395840526	0.3845453265	11.02493	0.00000000
C_{21}	0.6143392214	0.7019405502	0.87520	0.38146443
C_{22}	0.1957604156	0.0313877995	6.23683	0.00000000

Tableau 5

La décomposition de Cholesky dans le modèle 2

Variable	Coefficient	Std Error	T-Star	Signification
C_{11}	3.4547353268	0.4662872469	7.40903	0.00000000
C_{21}	0.1693758124	0.4733817500	0.35780	0.72049327
C_{22}	0.162552663	0.0294139447	6.67218	0.00000000

Tableau 6
La décomposition de Cholesky dans le modèle 3

Variable	Coefficient	Std Error	T-Star	Signification
C_{11}	2.2025922647	0.035033322	62.87136	0.00000000
C_{21}	-0.021222302	0.061647486	-0.34425	0.73065640
C_{22}	1.013863869	0.010677957	94.94924	0.00000000

ANNEXE C- Fonctions des réponses dynamiques

Figure 1 (a) réponse dynamique de la variable EPU France à un choc d'incertitude français, (b) réponse dynamique de la variable CAC PME à un choc d'incertitude français

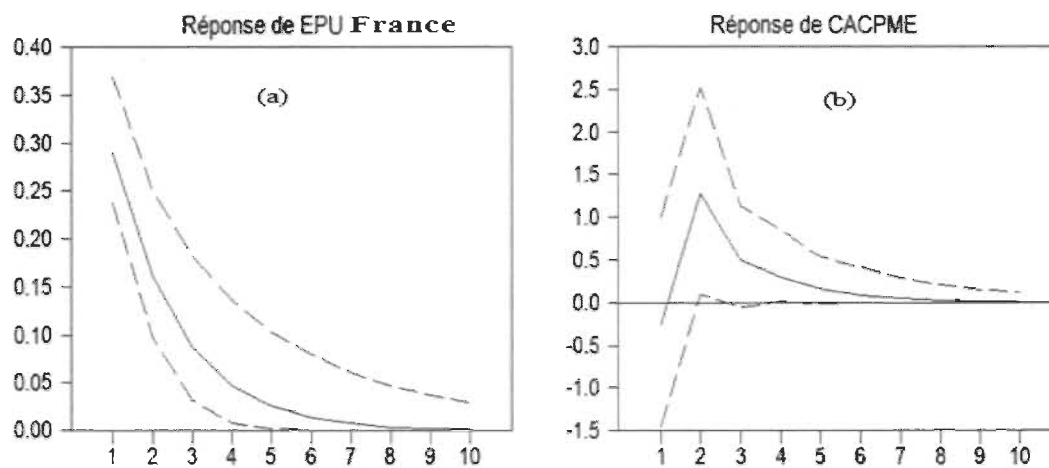


Figure 2 (a) réponse dynamique de la variable EPU Europe à un choc d'incertitude européen, (b) réponse dynamique de la variable CAC PME à un choc d'incertitude européen

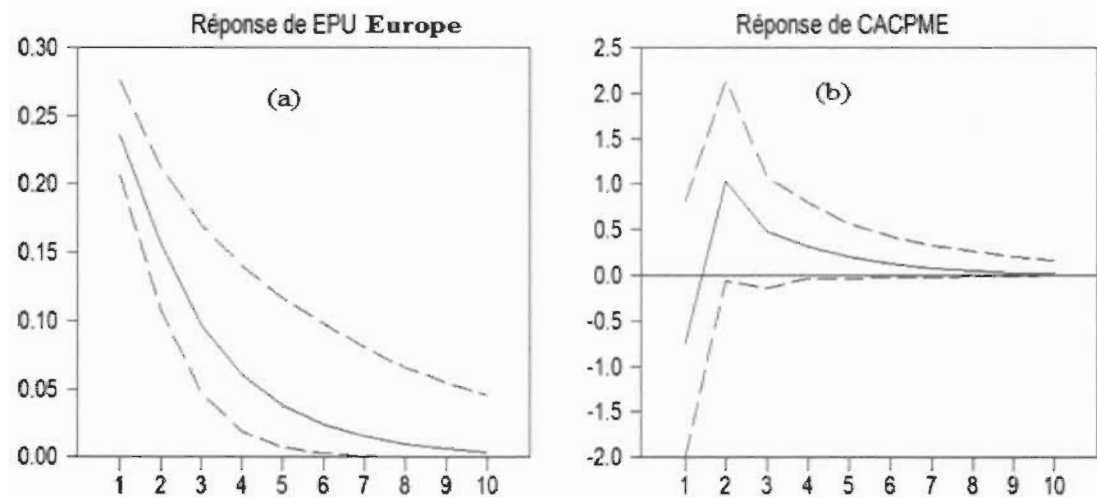
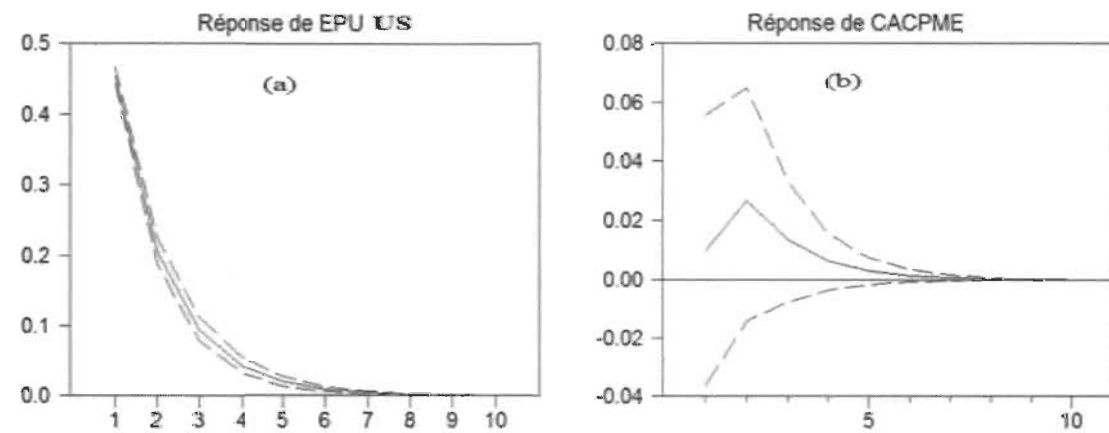


Figure 3 (a) réponse dynamique de la variable EPU US à un choc d'incertitude américain, (b) réponse dynamique de la variable CAC PME à un choc d'incertitude américain.



ANNEXE D – La décomposition de la variance de la décomposition de la variance

Figure 4 (a) décomposition de la variance de la variable EPU France suite à un choc d'incertitude français, (b) décomposition de la variance de la variable CAC PME suite à un choc d'incertitude français.

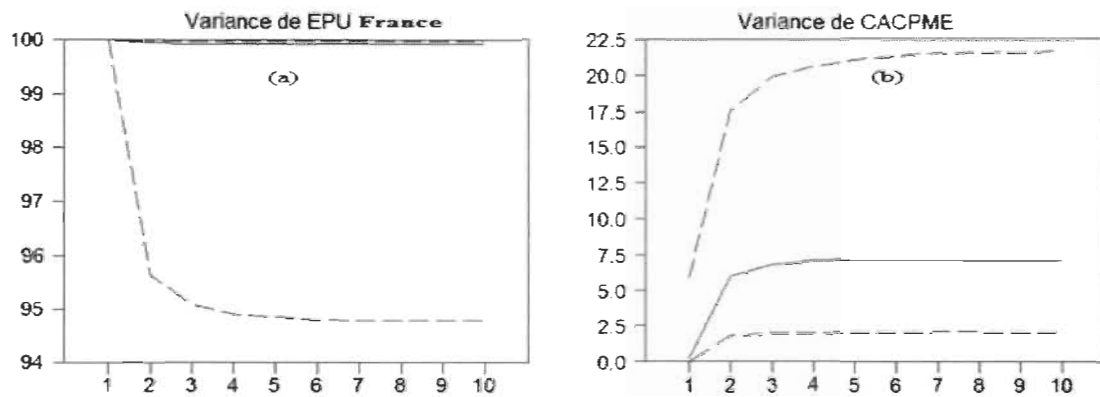


Figure 5(a) décomposition de la variance de la variable EPU Europe suite à un choc d'incertitude européen, (b) décomposition de la variance de la variable CAC PME suite à un choc d'incertitude européen.

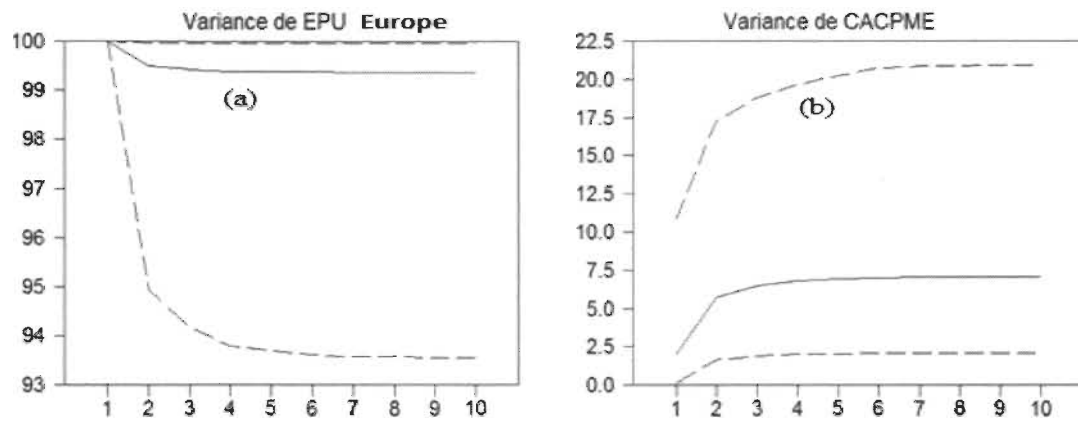
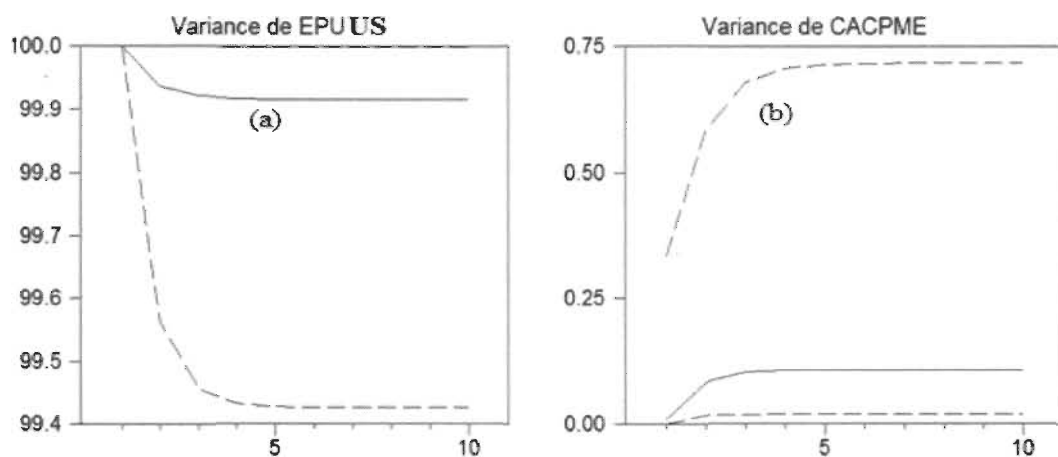


Figure 6 (a) décomposition de la variance de la variable EPU US à la suite d'un choc d'incertitude américain, (b) décomposition de la variance de la variable CAC PME à la suite d'un choc d'incertitude américain.



ANNEXE E

TABLEAU 7

Synthèse des résultats

<div>Les modèles</div> <div>Les étapes d'estimation du modèle</div>	Modèle 1 : choc d'incertitude locale (français)	Modèle 2 : choc d'incertitude régionale (européen)	Modèle 3 : choc d'incertitude internationale (américain)
Décomposition de Cholesky	Réponse contemporaine significative du rendement boursier des petites et moyennes capitalisations françaises à un choc d'incertitude locale (français)	Réponse contemporaine non significative du rendement boursier des petites et moyennes capitalisations françaises à un choc d'incertitude régionale (européen)	Réponse contemporaine non significative du rendement boursier des petites et moyennes capitalisations françaises à un choc d'incertitude internationale (américain)
Fonction de réponses dynamique	Réponse dynamique significative du rendement boursier des petites et moyennes capitalisations françaises à un choc d'incertitude locale (français)	Réponse dynamique non significative du rendement boursier des petites et moyennes capitalisations françaises à un choc d'incertitude régionale (européen)	Réponse dynamique non significative du rendement boursier des petites et moyennes capitalisations françaises à un choc d'incertitude internationale (américain)

Décomposition de la variance d'erreur de prévision	Impact non persistant d'un choc d'incertitude locale sur le rendement boursier de petites et moyennes entreprises françaises	Impact non persistant d'un choc d'incertitude régionale sur le rendement boursier de petites et moyennes entreprises françaises	Absence d'impact d'un choc d'incertitude américain sur le rendement boursier de petites et moyennes entreprises françaises
--	--	---	--

RÉFÉRENCES

- Antonakakis, N., Chatziantoniou, I. et Filis, G. (2013). Dynamic co-movements of stock market returns, implied volatility and policy uncertainty. *Economics Letters*, 120(1), 87-92.
- Humpe, A. et Macmillan, P. (2009). Can macroeconomic variables explain long-term stock market movements? A comparison of the US and Japan. *Applied Financial Economics*, 19(2), 111-119.
- Kumar, A. (2013). Relationship between inflation and stock returns—evidence from BRICKS markets using panel co integration test. *International Journal of Accounting and Financial Reporting*, 4(2).
- Baker, S. R., Bloom, N. et Davis, S. J. (2013). Measuring economic policy uncertainty. Tiré de http://www.policyuncertainty.com/media/EPU_BBD_2013.pdf.
- Baker, S. R., Bloom, N. et Davis, S. J. (2016). Measuring economic policy uncertainty. *The Quarterly Journal of Economics*, 131(4), 1593-1636.
- Ndong, B. (2011). Réactions du marché d'actions aux chocs sur les taux d'intérêt de court terme, le cas d'un marché émergent: La bourse régionale des valeurs mobilières (BRVM). *African Development Review*, 23(3), 313-334.
- Bloom, N. (2009). The impact of uncertainty shocks. *econometrica*, 77(3), 623-685.
- Favero, C. et Giavazzi, F. (2008). Should the euro area be run as a closed economy? *American Economic Review*, 98(2), 138-145.
- Chen, G.-m., Firth, M. et Rui, O. M. (2002). Stock market linkages: Evidence from latin america. *Journal of Banking & Finance*, 26(6), 1113-1141.
- Colombo, V. (2013). Economic policy uncertainty in the US: Does it matter for the euro area? *Economics Letters*, 121(1), 39-42.
- Cornell, B. (1981). The relationship between volume and price variability in futures markets. *Journal of Futures Markets*, 1(3), 303-316.

- Diebold, F. X. et Yilmaz, K. (2009). Measuring financial asset return and volatility spillovers, with application to global equity markets. *The Economic Journal*, 119(534), 158-171.
- Dzielinski, M. (2012). Measuring economic uncertainty and its impact on the stock market. *Finance Research Letters*, 9(3), 167-175.
- Ehrmann, M. et Fratzscher, M. (2009). Global financial transmission of monetary policy shocks. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 71(6), 739-759.
- Wilson, T. D. (1999). Models in information behaviour research. *Journal of documentation*, 55(3), 249-270.
- Fernández-Villaverde, J., Guerrón-Quintana, P., Kuester, K. et Rubio-Ramírez, J. (2015). Fiscal volatility shocks and economic activity. *American Economic Review*, 105(11), 3352-3384.
- Gulen, H. et Ion, M. (2015). Policy uncertainty and corporate investment. *The Review of Financial Studies*, 29(3), 523-564.
- Brogaard, J. et Detzel, A. (2015). The asset-pricing implications of government economic policy uncertainty. *Management Science*, 61(1), 3-18.
- Brogaard, J. et Detzel, A. (2012). The asset pricing implications of government economic policy uncertainty. https://conference.darden.virginia.edu/IFC/selected_papers/policyuncertainty_Detzel_11152012.pdf.
- Ko, J.-H. et Lee, C.-M. (2015). International economic policy uncertainty and stock prices: Wavelet approach. *Economics Letters*, 134, 118-122.
- Jurado, K., Ludvigson, S. C. et Ng, S. (2015). Measuring uncertainty. *American Economic Review*, 105(3), 1177-1216.
- Klößner, S. et Sekkel, R. (2014). International spillovers of policy uncertainty. *Economics Letters*, 124(3), 508-512.

- Gilles, P. (1992). Incertitude, risque et asymétrie d'information sur les marchés financiers. *Revue française d'économie*, 7(2), 53-115.
- Knight, F. H. (2012). *Risk, uncertainty and profit*. Courier Corporation. 9 mars 2012 , 448 pages.
- Handley, K. et Limao, N. (2015). Trade and investment under policy uncertainty: Theory and firm evidence. *American Economic Journal: Economic Policy*, 7(4), 189-222.
- Leduc, S. et Liu, Z. (2016). Uncertainty shocks are aggregate demand shocks. *Journal of Monetary Economics*, 82, 20-35.
- Christou, C., Cunado, J., Gupta, R. et Hassapis, C. (2017). Economic policy uncertainty and stock market returns in pacificrim countries: Evidence based on a bayesian panel var model. *Journal of Multinational Financial Management*, 40, 92-102.
- Khan, M. N., Tantisantiwong, N., Fifield, S. G. et Power, D. M. (2015). The relationship between south asian stock returns and macroeconomic variables. *Applied Economics*, 47(13), 1298-1313.
- CHIKHI, M. (2000). Etude économétrique de l'efficienne informationnelle face aux anomalies sur les marchés boursiers. 15-1 , 3, *مجلة الباحث*.
- Mumtaz, H. et Theodoridis, K. (2015). The international transmission of volatility shocks: An empirical analysis. *Journal of the European Economic Association*, 13(3), 512-533.
- Tatavin, N. M. (2015). *La cotation des petites et moyennes valeurs: Des risques et des opportunités à maîtriser* (Mémoire de maîtrise inédit). Université Grenoble Alpes, Grenoble, France.
- Panousi, V. et Papanikolaou, D. (2012). Investment, idiosyncratic risk, and ownership. *The Journal of Finance*, 67(3), 1113-1148.
- Pastor, L. et Veronesi, P. (2012). Uncertainty about government policy and stock prices. *The Journal of Finance*, 67(4), 1219-1264.

- Pástor, L. et Veronesi, P. (2013). Political uncertainty and risk premia. *Journal of Financial Economics*, 110(3), 520-545.
- Higgs, R. (1997). Regime uncertainty: Why the great depression lasted so long and why prosperity resumed after the war. *The Independent Review*, 1(4), 561-590.
- Rodrik, D. (1991). Policy uncertainty and private investment in developing countries. *Journal of Development Economics*, 36(2), 229-242.
- Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica*, 48(1), 1-48.
- Sum, Vichet. (2012). Economic Policy Uncertainty and Stock Market Returns. *International Review of Applied Financial Issues and Economics*, Forthcoming. Disponible sur <https://ssrn.com/abstract=2073184> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2073184>.
- Sum, V. (2013). Economic policy uncertainty in the united states and europe: A cointegration test. *International Journal of Economics and Finance*, 5(2), 98.
- Sum, V. (2013). The asean stock market performance and economic policy uncertainty in the united states. *Economic Papers: A journal of applied economics and policy*, 32(4), 512-521.
- Sum, V. (2012). Economic policy uncertainty and stock market performance: Evidence from the european union, croatia, norway, russia, switzerland, turkey and ukraine. *Croatia, Norway, Russia, Switzerland, Turkey and Ukraine*. *Journal of Money, Investment and Banking*, 25, 99-104.
- Sum, V. (2012). The effect of economic policy uncertainty in the us on the stock market performance in canada and mexico. *International Journal of Economics and Finance*, 4(11), 165.
- Basu, S. et Bundick, B. (2017). Uncertainty shocks in a model of effective demand. *Econometrica*, 85(3), 937-958.
- Li, X.-M., Zhang, B. et Gao, R. (2015). Economic policy uncertainty shocks and stock-bond correlations: Evidence from the us market. *Economics Letters*, 132, 91-96.

- Ellsberg, D. (1961). Risk, ambiguity, and the savage axioms. *The quarterly journal of economics*, 643-669.
- Fajgelbaum, P. D., Schaal, E. et Taschereau-Dumouchel, M. (2017). Uncertainty traps. *The Quarterly Journal of Economics*, 132(4), 1641-1692.
- Bloom, N. (2009). The impact of uncertainty shocks. *Econometrica*, 623-685.
- Bekaert, G. et Hoerova, M. (2014). The VIX, the variance premium and stock market volatility. *Journal of Econometrics*, 183(2), 181-192.
- Bekaert, G., Hoerova, M. et Duca, M. L. (2013). Risk, uncertainty and monetary policy. *Journal of Monetary Economics*, 60(7), 771-788.
- Donadelli, M. (2015). Google search-based metrics, policy-related uncertainty and macroeconomic conditions. *Applied Economics Letters*, 22(10), 801-807.
- Romer, C. D. et Romer, D. H. (2010). The macroeconomic effects of tax changes: Estimates based on a new measure of fiscal shocks. *American Economic Review*, 100(3), 763-801.
- Ramey, V. A. et Shapiro, M. D. (1998). Costly capital reallocation and the effects of government spending. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 48, 145-194. doi: [https://doi.org/10.1016/S0167-2231\(98\)00020-7](https://doi.org/10.1016/S0167-2231(98)00020-7).
- Ramey, V. A. (2009). Defense news shocks, 1939-2008: An analysis based on news sources. *UCSD manuscript, 2009a*. http://econ.ucsd.edu/~vramey/research/Defense_News_Narrative.pdf.
- Ramey, V. A. (2011). Identifying government spending shocks: It's all in the timing. *The Quarterly journal of economics*, 126(1), 1-50.

- Alexopoulos, M. et Cohen, J. (2015). The power of print: Uncertainty shocks, markets, and the economy. *International Review of Economics & Finance*, 40, 8-28.
- Rossi, B. et Sekhposyan, T. (2015). Macroeconomic uncertainty indices based on nowcast and forecast error distributions. *American Economic Review*, 105(5), 650-655.
- Bachmann, R., Elstner, S. et Sims, E. R. (2013). Uncertainty and economic activity: Evidence from business survey data. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 5(2), 217-249.
- Scotti, C. (2016). Surprise and uncertainty indexes: Real-time aggregation of real-activity macro-surprises. *Journal of Monetary Economics*, 82, 1-19.
- Fernández-Villaverde, J., Guerrón-Quintana, P., Kuester, K. et Rubio-Ramírez, J. (2015). Fiscal volatility shocks and economic activity. *American Economic Review*, 105(11), 3352-3384.
- Vavra, J. (2013). Inflation dynamics and time-varying volatility: New evidence and an ss interpretation. *The Quarterly Journal of Economics*, 129(1), 215-258.
- Boivin, J. et Giannoni, M. P. (2006). Has monetary policy become more effective? *The Review of Economics and Statistics*, 88(3), 445-462.
- Bonciani, D. et Van Roye, B. (2016). Uncertainty shocks, banking frictions and economic activity. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 73, 200-219.
- Zakhartchouk, A. (2012). Les chocs d'incertitude freinent l'activité. *Note de Conjoncture*, 33-42.
- Bloom, N., Bond, S. et Van Reenen, J. (2007). Uncertainty and investment dynamics. *The review of economic studies*, 74(2), 391-415.
- Bansal, R., Kiku, D., Shaliastovich, I. et Yaron, A. (2014). Volatility, the macroeconomy, and asset prices. *The Journal of Finance*, 69(6), 2471-2511.

- Basu, S. et Bundick, B. (2017). Uncertainty shocks in a model of effective demand. *Econometrica*, 85(3), 937-958.
- Bloom, N. (2014). Fluctuations in uncertainty. *Journal of Economic Perspectives*, 28(2), 153-176.
- Ilut, C. L. et Schneider, M. (2014). Ambiguous business cycles. *American Economic Review*, 104(8), 2368-2399.
- Caggiano, G., Castelnuovo, E. et Groshenny, N. (2014). Uncertainty shocks and unemployment dynamics in us recessions. *Journal of Monetary Economics*, 67, 78-92.
- Brogaard, J. et Detzel, A. (2015). The asset-pricing implications of government economic policy uncertainty. *Management Science*, 61(1), 3-18.
- Bloom, N., Bond, S. et Van Reenen, J. (2007). Uncertainty and investment dynamics. *The review of economic studies*, 74(2), 391-415.
- Bernanke, B. S. (1983). Irreversibility, uncertainty, and cyclical investment. *The Quarterly Journal of Economics*, 98(1), 85-106.
- Carruth, A., Dickerson, A. et Henley, A. (2000). What do we know about investment under uncertainty? *Journal of Economic Surveys*, 14(2), 119-154.
- Julio, B. et Yook, Y. (2012). Political uncertainty and corporate investment cycles. *The Journal of Finance*, 67(1), 45-83.
- Gulen, H. et Ion, M. (2015). Policy uncertainty and corporate investment. *The Review of Financial Studies*, 29(3), 523-564.
- Belke, A., Dubova, I. et Osowski, T. (2018). Policy uncertainty and international financial markets: The case of brexit. *Applied Economics*, 1-19.
- Gieseck, A. et Largent, Y. (2016). The impact of macroeconomic uncertainty on activity in the euro area. *Review of Economics*, 67(1), 25-52.

- Gilchrist, S. et Zakrajšek, E. (2012). Credit spreads and business cycle fluctuations. *American Economic Review*, 102(4), 1692-1720.
- Nodari, G. (2014). Financial regulation policy uncertainty and credit spreads in the US. *Journal of Macroeconomics*, 41, 122-132.
- Mumtaz, H. et Theodoridis, K. (2017). The changing transmission of uncertainty shocks in the US. *Journal of Business & Economic Statistics*, 1-14.
- Bansal, R. et Yaron, A. (2004). Risks for the long run: A potential resolution of asset pricing puzzles. *The journal of Finance*, 59(4), 1481-1509.
- Bansal, R., Khatchatrian, V. et Yaron, A. (2005). Interpretable asset markets? *European Economic Review*, 49(3), 531-560.
- Popp, A. et Zhang, F. (2016). The macroeconomic effects of uncertainty shocks: The role of the financial channel. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 69, 319-349.
- Carroll, C. D. et Samwick, A. A. (1997). The nature of precautionary wealth. *Journal of monetary Economics*, 40(1), 41-71.
- Guiso, L., Jappelli, T. et Terlizzese, D. (1992). Earnings uncertainty and precautionary saving. *Journal of Monetary Economics*, 30(2), 307-337.
- Kimball, M. S. (1990). Precautionary saving in the small and in the large. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 53-73.
- Lee, M. J., Rabanal, P., et Sandri, D. (2010). U.S. *Consumption after the 2008 Crisis*. No 2010/01, IMF Staff Position Notes, International Monetary Fund. Tire de <https://EconPapers.repec.org/RePEc:imf:imfspn:2010/01>.
- Bordo, M. D., Duca, J. V. et Koch, C. (2016). Economic policy uncertainty and the credit channel: Aggregate and bank level us evidence over several decades. *Journal of Financial Stability*, 26, 90-106.

- Balke, N. S. et Zeng, Z. (2013). Credit demand, credit supply, and economic activity. *The BE Journal of Macroeconomics*, 13(1), 643-680.
- Aladwani, A. M. (2002). It project uncertainty, planning and success: An empirical investigation from kuwait. *Information Technology & People*, 15(3), 210-226.
- Chen, N.-F., Roll, R. et Ross, S. A. (1986). Economic forces and the stock market. *Journal of business*, 383-403.
- Lueg, R. et Borisov, B. G. (2014). Archival or perceived measures of environmental uncertainty? Conceptualization and new empirical evidence. *European Management Journal*, 32(4), 658-671.
- McMullen, J. S. et Shepherd, D. A. (2006). Entrepreneurial action and the role of uncertainty in the theory of the entrepreneur. *Academy of Management review*, 31(1), 132-152.
- Duncan, R. B. (1972). Characteristics of organizational environments and perceived environmental uncertainty. *Administrative science quarterly*, 313-327.
- Ilevbare, I. M., Probert, D. et Phaal, R. (2014). Towards risk-aware roadmapping: Influencing factors and practical measures. *Technovation*, 34(8), 399-409.
- Milliken, F. J. (1987). Three types of perceived uncertainty about the environment: State, effect, and response uncertainty. *Academy of Management review*, 12(1), 133-143.
- Le Bihan, H. et Sahuc, J.-G. (2002). Règles de politique monétaire en présence d'incertitude: Une synthèse. *Revue d'économie politique*, 349-386.
- Forbes, K. J. et Chinn, M. D. (2004). A decomposition of global linkages in financial markets over time. *Review of economics and statistics*, 86(3), 705-722.
- Bijsterbosch, M. et Guérin, P. (2013). Characterizing very high uncertainty episodes. *Economics Letters*, 121(2), 239-243.

- Francis, B. B., Hasan, I. et Zhu, Y. (2014). Political uncertainty and bank loan contracting. *Journal of Empirical Finance*, 29, 281-286.
- Kang, W., Lee, K. et Ratti, R. A. (2014). Economic policy uncertainty and firm-level investment. *Journal of Macroeconomics*, 39, 42-53.
- Deniau, C., Fiori, G. et Mathis, A. (1992). Sélection du nombre de retards dans un modèle var: Conséquences éventuelles du choix des critères. *Économie & prévision*, 106(5), 61-69.
- Hammoudeh, S., Kang, S. H., Mensi, W. et Nguyen, D. K. (2016). Dynamic global linkages of the BRICKS stock markets with the United States and Europe under external crisis shocks: Implications for portfolio risk forecasting. *The World Economy*, 39(11), 1703-1727.
- Liu, L. et Zhang, T. (2015). Economic policy uncertainty and stock market volatility. *Finance Research Letters*, 15, 99-105.
- Kang, W. et Ratti, R. A. (2013). Oil shocks, policy uncertainty and stock market return. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 26, 305-318.
- Gilchrist, S., Sim, J. W., et Zakrajsek, E. (2014). Uncertainty, financial frictions, and investment dynamics. *Cambridge: National Bureau of Economic Research, Inc*, doi:<http://dx.doi.org.biblioproxy.uqtr.ca/10.3386/w20038>.
- Sum, V. (2012). Economic policy uncertainty and stock market returns. *International Review of Applied Financial Issues and Economics, Forthcoming*. Disponible sur <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2073184>.
- Sum, V. (2012). Does Economic Policy Uncertainty in the United States Affect Stock Market Performance in Europe?. *International Research Journal of Finance and Economics*, 98, 40-45. Tiré de <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2089615>.
- Sum, V. (2013). Response of Business and Consumer Confidence to Monetary Policy Shock. *The Empirical Economics Letters*, 12(11), 1259-1265. November, 2013. Disponible sur <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2143562>.

_Sum, V. (2012). The reaction of stock markets in the BRIC countries to economic policy uncertainty in the United States. Disponible sur <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2094697>.

Sum, V. (2012). Economic policy uncertainty and stock market performance: Evidence from the european union, croatia, norway, russia, switzerland, turkey and ukraine. *Croatia, Norway, Russia, Switzerland, Turkey and Ukraine. Journal of Money, Investment and Banking*, 25, 99-104. Tiré de <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2094175>.

Ferrara, L. et Guérin, P. (2015). What are the macroeconomic effects of high-frequency uncertainty shocks?. *St. Louis: Federal Reserve Bank of St Louis*. Tiré de <https://search-proquest-com.biblioproxy.uqtr.ca/docview/1698365107?accountid=14725>.

Wu, T et Cavallo, M. (2012). Measuring oil-price shocks using market-based information. *St. Louis: Federal Reserve Bank of St Louis*. Tiré de <https://search-proquest-com.biblioproxy.uqtr.ca/docview/1698601856?accountid=14725>.

Bloom, N., Floetotto, M., Jaimovich, N., Saporta-Eksten, I. et Terry, S. J. (2012). Really uncertain business cycles. *Cambridge: National Bureau of Economic Research, Inc*. Tiré de doi:<http://dx.doi.org.biblioproxy.uqtr.ca/10.3386/w18245>.

Aastveit, K. A., Natvik, G. J., et Sola, S. (2013). Economic uncertainty and the effectiveness of monetary policy. *St. Louis: Federal Reserve Bank of St Louis*. Tiré de <https://search-proquest-com.biblioproxy.uqtr.ca/docview/1697756024?accountid=14725>.

Bachmann, R. et Moscarini, G. (2011). *Business cycles and endogenous uncertainty*. Communication présentée 2011 Meeting Papers. Tiré de https://economicdynamics.org/meetpapers/2011/paper_36.pdf.

Fernández-Villaverde, J. et Rubio-Ramírez, J. F. (2010). *Macroeconomics and volatility: Data, models, and estimation*. St. Louis: Federal Reserve Bank of St Louis. Tiré de <https://search-proquest-com.biblioproxy.uqtr.ca/docview/1698255201?accountid=14725>.

Gilchrist, S., Sim, J. W. et Zakrajsek, E. (2014). Uncertainty, financial frictions, and investment dynamics. *Cambridge: National Bureau of Economic Research, Inc.* doi:<http://dx.doi.org.biblioproxy.uqtr.ca/10.3386/w20038>.

Alexopoulos, M. et Cao, M. (2011). How News Reports on Economy-wide Risks and Uncertainties Affect Stock Market Liquidity and Returns , University of Toronto et York University, 30 p. Tiré de <https://www.researchgate.net/publication/228938254>.

Alexopoulos, M. et Cohen, J. (2009). Uncertain times, uncertain measures. *University of Toronto Department of Economics Working Paper*, 352. Tiré de https://economicdynamics.org/meetpapers/2009/paper_1211.pdf.

Antonakakis, N., Chatziantoniou, I. et Filis, G. (2013). Dynamic co-movements of stock market returns, implied volatility and policy uncertainty. *Economics Letters*, 120(1), 87-92. doi: <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2013.04.004>.

Baker, S. R. et Bloom, N. (2013). Does uncertainty reduce growth? using disasters as natural experiments. *Cambridge: National Bureau of Economic Research, Inc.* doi:<http://dx.doi.org.biblioproxy.uqtr.ca/10.3386/w19475>.

Arellano, C., Bai, Y. et Kehoe, P. J. (2012). Financial frictions and fluctuations in volatility. *St. Louis: Federal Reserve Bank of St Louis*. Tiré de <https://search-proquest-com.biblioproxy.uqtr.ca/docview/1698100465?accountid=14725>.

Belke, A. et Osowski, T. (2017). International effects of euro area versus us policy uncertainty: A favor approach: ROME Network. Tiré de <http://www.rome-net.org/RePEc/rmn/wpaper/rome-wp-2017-03.pdf>.

Caldara, D., Fuentes-Albero, C., Gilchrist, S. et Zakrajšek, E. (2016). The macroeconomic impact of financial and uncertainty shocks. *European Economic Review*, 88, 185-207. doi: <https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2016.02.020>.

Caggiano, G., Castelnuovo, E. et Nodari, G. (2014). Uncertainty and monetary policy in good and bad times. Tiré de <http://economia.unipd.it/sites/decon.unipd.it/files/20140188.pdf>.

- Dixit, A. K. et Pindyck, R. S. (1994). *Investment under uncertainty*. Princeton university press. Tiré de https://books.google.fr/books?hl=fr&lr=&id=VahsELa_qC8C&oi=fnd&pg=PR7&dq=Investment+under+Uncertainty&ots=FCAWrIXcqJ&sig=FRxr52lwqQvu2vgZVh5o4yIzJ98#v=onepage&q=Investment%20under%20Uncertainty&f=false.
- Romer, C. D., Romer, D. H., Goldfeld, S. M. et Friedman, B. M. (1990). New evidence on the monetary transmission mechanism. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1990(1), 149-213. doi: 10.2307/2534527
- Balke, N. S., Martínez-García, E. et Zeng, Z. (2017). Understanding the aggregate effects of credit frictions and uncertainty. Tiré de <https://dx.doi.org/10.24149/gwp317>.
- Baas, T. et Belke, A. (2017). Oil price shocks, monetary policy and current account imbalances within a currency union: GLO Discussion Paper. Tiré de <ftp://repec.iza.org/RePEc/Discussionpaper/dp11252.pdf>.
- Caldara, D., Fuentes-Albero, C., Gilchrist, S. et Zakrajsek, E. (2013). *On the identification of financial and uncertainty shocks*. Communication présentée 2013 Meeting Papers. Tiré de https://economicdynamics.org/meetpapers/2013/paper_965.pdf.
- Brenner, M. et Galai, D. (1989). New financial instruments for hedging changes in volatility. *Financial Analysts Journal*, 45(4), 61-65.
- Gottschalk, J. (2001). An introduction into the SVAR methodology: Identification, interpretation and limitations of SVAR models: Kiel working paper. Tiré de <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/17887/1/kap1072.pdf>.
- McLean, J. (2005). Turning risk and uncertainty into triumph. *Manager*, 16. Tiré de <https://search-proquest-com.biblioproxy.uqtr.ca/docview/224622079?accountid=14725>.
- Weber, J. A. (2000). Uncertainty and strategic management. *PUBLIC ADMINISTRATION AND PUBLIC POLICY*, 79, 203-226.

Bloom, N. (2014). Time-varying uncertainty in macro. *St. Louis: Federal Reserve Bank of St. Louis*. Tiré de <https://search-proquest-com.biblioproxy.uqtr.ca/docview/1767750270?accountid=14725>.

St-Pierre, J. et Labelle, F. (2017). *Les PME, d'hier à demain: Bilan et perspectives*. Presse de l'Université du Québec.

Brooks, C. (2014). *Introductory econometrics for finance*. Cambridge Books. United Kingdom : third edition.

Enders, W. (2015). *Applied econometric time series 4th ed*. United States of America: fourth edition.

Bourbonnais, R. (2011). *Économétrie-8e éd.: Manuel et exercices corrigés*. Dunod, Paris : 8e édition.

Observatoire du financement des entreprises par le marché (2017). *RAPPORT ANNUEL 2016*
DE L'OBSERVATOIRE DU FINANCEMENT DES ENTREPRISES PAR LE MARCHE.
Tiré de http://observatoire-financement-entreprises.fr/downloads/RAPPORT_2016_OFEM.pdf.

Zakhartchouk, A. (2012). Les chocs d'incertitude freinent l'activité. *Note de Conjoncture*, 33-42. Tiré de

Baley, I. et Blanco, J. A. (2016). Menu costs, uncertainty cycles, and the propagation of nominal shocks: Barcelona Graduate School of Economics. Tiré de http://www.barcelonagse.eu/sites/default/files/working_paper_pdfs/918.pdf (application/pdf).

Lin, W.-L., Engle, R. F. et Ito, T. (1994). Do bulls and bears move across borders? International transmission of stock returns and volatility. *Review of financial studies*, 7(3), 507-538.

Hamao, Y., Masulis, R. W. et Ng, V. (1990). Correlations in price changes and volatility across international stock markets. *The review of financial studies*, 3(2), 281-307.

- Dakhlaoui, I. et Aloui, C. (2016). The interactive relationship between the us economic policy uncertainty and bric stock markets. *International Economics*, 146, 141-157.
- Caceres, C., Guzzo, V. et Segoviano, M. (2010). Sovereign spreads: Global risk aversion, contagion or fundamentals?. Tiré de https://www.researchgate.net/profile/Carlos_Caceres6/publication/46433250_Sovereign_Spreads_Global_Risk_Aversion_Contagion_or_Fundamentals/links/00b495231c5e433d48000000.pdf.
- Perri, F. et Quadrini, V. (2011). International recessions. *St. Louis: Federal Reserve Bank of St. Louis*. Tiré de <https://search-proquest-com.biblioproxy.uqtr.ca/docview/1698100185?accountid=14725>.
- Dedola, L., Lombardo, G. et Broner, F. (2012). Financial frictions, financial integration and the international propagation of shocks. *Economic Policy*, 27(70), 319-359.
- Cravino, J. et Levchenko, A. A. (2016). Multinational firms and international business cycle transmission. *The Quarterly Journal of Economics*, 132(2), 921-962.
- Bricongne, J.-C., Lapègue, V. et Monso, O. (2009). La crise des subprimes: De la crise financière à la crise économique. Tiré de https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/1407817/mars2009_d1.pdf.
- Caggiano, G., Castelnuovo, E. et Figueres, J. M. (2017). Melbourne institute working paper series. Tiré de http://melbourneinstitute.unimelb.edu.au/__data/assets/pdf_file/0006/2364936/wp2017n13.pdf.
- Clark, T. E. et Van Wincoop, E. (2001). Borders and business cycles. *Journal of international Economics*, 55(1), 59-85.
- Baxter, M. et Kouparitsas, M. A. (2005). Determinants of business cycle comovement: A robust analysis. *Journal of Monetary Economics*, 52(1), 113-157.
- Devereux, M. B. et Yetman, J. (2010). Leverage constraints and the international transmission of shocks. *Journal of Money, Credit and Banking*, 42(s1), 71-105.
- Bensafta, K. et Semedo, G. (2009). De la transmission de la volatilité à la contagion entre marchés boursiers: L'éclairage d'un modèle var non linéaire avec bris structurels en variance. *L'Actualité économique*, 85(1), 13-76.

- Alviarez, V(2013). Multinational production and comparative advantage.tiré de http://www.vanessaalviarezubc.com/uploads/2/3/7/3/23732957/jmp_mp_va_s.pdf.
- Niang, K. (2011). *La transmission internationale de la volatilité des rendements boursiers: Une étude empirique sur la volatilité réalisée*. (Thèse de doctorat inédite). Université de Sherbrooke, Québec, Canada.
- Gossé, J.-B. et Guillaumin, C. (2013). L'apport de la représentation var de christopher a. Sims à la science économique. *L'Actualité économique*, 89(4), 305-319.
- Kollmann, R., Enders, Z. et Müller, G. J. (2011). Global banking and international business cycles. *European Economic Review*, 55(3), 407-426.
- Lütkepohl, H. (1985). Comparison of criteria for estimating the order of a vector autoregressive process. *Journal of time series analysis*, 6(1), 35-52.