

HEC MONTRÉAL

**Est-ce que la diversification géographique de la production dans le secteur des
ressources diminue la volatilité des rendements boursiers?**

Par
Charles Perron-Piché

Science de la gestion
Service de l'enseignement de la Finance

Mémoire présenté en vue de l'obtention
du grade de maîtrise ès science
(M.Sc.)

Avril 2015

© Charles Perron-Piché, 2015

i. Sommaire exécutif

La présente étude s'intéresse à l'incidence sur la volatilité trimestrielle des rendements boursiers des titres correspondants que pourrait avoir la diversification géographique de la production des entreprises canadiennes et américaines de ressources (énergétiques et minières) ou la perception de corruption au sein des pays (IC) dans lesquels les entreprises produisent. La mesure de diversification internationale choisie provient de la méthodologie HERCOR, laquelle est notamment utilisée par Patte (2002) pour établir une diversification internationale des ventes.

L'analyse s'appuie sur un modèle multifactoriel de type Fama & French modifié et porte sur un échantillon de 50 sociétés (principalement américaines) à l'oeuvre au cours d'une période qui s'échelonne de 1995 à 2013. Sont également prises en compte d'autres variables de contrôle, comme l'endettement et la variation des prix des commodités sous-jacentes produites par ces entreprises.

Globalement, les résultats obtenus ne nous permettent pas de conclure que la variable de diversification géographique de la production ou celle de perception de corruption (indice de risque politique) au sein d'un pays influence significativement la volatilité des rendements des sociétés au cours de la période étudiée. Ceux-ci sont donc similaires aux résultats de *Mikhail et Shawky* (1979) ainsi que de *Goldberg and Heflin* (1995) qui trouvent des effets ambigus de la diversification internationale sur la volatilité des rendements, mais ne rejoignent pas ceux de *LLSV* (1997) quant à l'impact du risque politique sur la volatilité.

Cela dit, nous obtenons une relation significative lorsque nous divisons les entreprises en secteurs d'activité (matériaux et énergie), alors que la variable HERCOR influence significativement de manière négative les firmes d'énergie tandis que la variable IC est significativement négative pour les sociétés minières. Dès lors, les résultats de l'indice HERCOR corroborent ceux de *Krapl* (2015), qui plaident que la diversification internationale augmente les risques des entreprises. Or, l'impact négatif significatif de IC sur la volatilité est mis en doute par l'impact mitigé avec la méthode des MCO.

Table des matières

1. Introduction	11
1.1. Mise en contexte.....	11
1.2. Pertinence de la question étudiée	11
1.3. Résumé de l'étude.....	12
2. Revue de littérature.....	16
2.1. Impacts de la diversification géographique sur un portefeuille.....	16
2.2. Les entreprises du secteur des ressources géographiquement diversifiées, aspect risque et valeur	21
2.3. Les impacts du système législatif d'un pays sur le développement des marchés financiers	25
2.4. Le modèle utilisé	26
2.5. Importance de la mesure de diversification internationale utilisée	26
2.6. Variables de contrôle à considérer.....	27
3. Données	29
3.1. Présentation des données	29
3.2. Collecte des données de production	31
3.2.1. Cas spéciaux par rapport aux données de Exxon Mobil Corporation et Chevron Corporation	33
3.3. Collecte des variables de contrôle	33
3.4. Collecte des données de volatilité	35
3.5. Collecte des données pour construire l'indice HERCOR.....	35
3.6. Collecte des données pour construire l'indice de perception de corruption.....	36
3.7 Collecte des données pour déterminer les betas sans effets de levier	36
3.8 Collecte des données pour déterminer l'impact de la variation de la volatilité des prix des commodités.....	36
4. Méthodologie	38
4.1. Méthode de création de la diversification géographique de production.	38
4.2. Établissement d'un modèle multifactoriel pour contrôler les autres facteurs ayant un impact significatif sur la volatilité des rendements.....	39
4.2.1. Cas spéciaux pour les entreprises produisant des agrégats	40
4.2.2. Exemple de régression du modèle multifactoriel.....	41
4.2.3. Modèle utilisant la variation de la volatilité trimestrielle d'un indice de commodité au lieu des rendements des prix des commodités.	41
4.3. Indice Herfindahl – Corrélation (HERCOR)	42
4.3.1. Calcul des corrélations entre les pays	43
4.3.2. Construction de l'indice HERCOR.....	43
4.4. Indice de corruption perçue de Transparency International.....	46
4.4.1. Exemple de création de l'indice de corruption perçue « IC».....	47
4.5. Création du modèle de la régression en données de PANEL fixe	47
4.5.1 Corrections à effectuer avec données de PANEL	47
4.5.2. Correction pour l'autocorrélation et l'hétéroscédasticité dans les régressions finales.....	48
4.5.3. Modèle de régression avec l'indice HERCOR	48
4.5.4. Modèle de régression avec l'indice de Corruption IC de <i>Transparency International</i>	50
5. Résultats	51

5.1. Résultats des régressions de contrôle.....	51
5.2. Résultats concernant l'indice HERCOR de diversification géographique de la production.	52
5.3. Résultats concernant l'indice de perception de corruption de Transparency International	53
5.4. Résultats concernant la combinaison de l'indice HERCOR et de l'indice de corruption perçue	55
5.5. Tests de robustesse	57
5.5.1 Élimination des entreprises non-diversifiées de l'échantillon	57
5.5.2 Résultats par division sectorielle.....	58
5.5.2.1 <i>Les entreprises minières</i>	58
5.5.2.2 <i>Les entreprises énergétiques</i>	60
5.5.2.3 <i>Constat pour les sociétés minières et énergétiques</i>	62
5.5.3 Vérification du risque de taux de change.....	62
5.5.4 Vérification des résultats lors de l'intégration des variables HERCOR et IC dans les 50 régressions de contrôle.....	64
5.5.5 Vérification des résultats lors de l'utilisation de la variation de la volatilité trimestrielle d'un indice de commodité au lieu des rendements des prix des commodités.	64
6. Conclusion.....	67
I. Bibliographie.....	72
II. Annexes	75
Annexe 1 – Présentation des données de l'échantillon	75
Annexe 2 – Nombre d'entreprises exploitant au moins une ressource par pays; Moyenne et Écart-type de la croissance du PIB annuel entre 1980 et 2012	77
Annexe 3 – Évolution du rang pondéré du <i>Corruption Perception Index</i> de <i>Transparency International</i> entre 1995 et 2013.....	79
Annexe 4 – Présentation sous forme de tableaux des résultats obtenus à partir des régressions supplémentaires sous la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO)	80
Annexe 5 – Présentation des coefficients beta de la régression de contrôle pour chacune des 50 entreprises de l'échantillon*	83

ii. Liste des figures

Figure 1	Pays représentés dans l'étude	p.31
Figure 2	Présentation des 3650 données des résidus des rendements de la volatilité et des rendements de l'indice HERCOR.....	p.53
Figure 3	Présentation des 3650 données des résidus des rendements de la volatilité et des rendements l'indice de perception de corruption d'un pays	p.55

iii. Liste des tableaux

Tableau 1	Exemple de corrélations entre les croissances annuelles de l'économie de divers pays entre 1961 et 2012.....	p.16
Tableau 2	Corrélation entre différents indices boursiers de 1995 à 2012 sur une base mensuelle.....	p.17
Tableau 3	Critères de sélection des données.....	p.30
Tableau 4	Statistiques descriptives des entreprises en fonction de leurs secteurs d'activités.....	p.30
Tableau 5	Statistiques sur l'échantillonnage de données.....	p.31
Tableau 6	Statistiques sur l'échantillonnage de données.....	p.31
Tableau 7	Commodités utilisées comme variable de contrôle.....	p.34
Tableau 8	Échantillonnage en fonction de la (les) commodité(s) principale(s) produites; Moyenne et écart-type du prix des commodités entre 1T95 et 1T13.....	p.35
Tableau 9	Exemple de matrice de corrélation entre les PIB nationaux des pays dans lesquels Apache Corp produit (sous forme triangulaire).....	p.43
Tableau 10	Production de APA au cours de 1T13.....	p.44
Tableau 11	Matrice Triangulaire Z de production par pays.....	p.45
Tableau 12	Matrice Triangulaire Y de corrélation entre les pays.....	p.45
Tableau 13	Matrice H de multiplication de la production par la corrélation.....	p.45
Tableau 14	Tableau 14 : Résultats de la régression en données de PANEL fixe des résidus des variations de la volatilité des rendements boursiers des entreprises exploitant des ressources naturelles sur les rendements de l'indice de diversification géographique de la production HERCOR. Modèle avec variable autorégressive de premier ordre (AR1).....	p.53
Tableau 15	Résultat de la régression de PANEL des résidus des variations de la volatilité des rendements boursiers des entreprises exploitant des ressources sur les rendements du niveau de perception de corruption dans les pays où les entreprises exploitent les ressources. Modèle avec variable autorégressive de premier ordre (AR1).....	p.54

Tableau 16	Résultat de la régression de PANEL des résidus des variations de la volatilité des rendements boursiers des entreprises exploitant des ressources naturelles sur les rendements de l'indice HERCOR de diversification géographique de la production et sur les rendements du niveau de perception de corruption dans les pays où les entreprises exploitent les ressources. Modèle avec variable autorégressive de premier ordre (AR1).....	p.56
Tableau 17	Résultat de la régression de PANEL des résidus des variations de la volatilité des rendements boursiers des entreprises diversifiées exploitant des ressources naturelles sur les rendements de l'indice HERCOR de diversification géographique de la production et sur les rendements du niveau de perception de corruption dans les pays où les entreprises exploitent les ressources. Modèle avec variable autorégressive de premier ordre (AR1).....	p.57
Tableau 18	Résultat de la régression de PANEL des résidus des variations de la volatilité des rendements boursiers des entreprises minières sur les rendements de l'indice HERCOR de diversification géographique de la production et sur les rendements du niveau de perception de corruption dans les pays où les entreprises exploitent les ressources, en version robuste. Modèle avec variable autorégressive de premier ordre (AR1).....	p.60
Tableau 19	Résultat de la régression de PANEL des résidus des variations de la volatilité des rendements boursiers des entreprises énergétiques sur les rendements de l'indice HERCOR de diversification géographique de la production et sur les rendements du niveau de perception de corruption dans les pays où les entreprises exploitent les ressources, en version robuste. Modèle avec variable autorégressive de premier ordre (AR1).....	p.61
Tableau 20	Résultat de la régression de PANEL des résidus des variations de la volatilité des rendements boursiers des entreprises énergétiques sur les rendements de l'indice HERCOR de diversification géographique de la production pondéré en retirant la production canadienne ainsi que sur les rendements du niveau de perception de corruption dans les pays où les entreprises exploitent les ressources. Modèle avec variable autorégressive de premier ordre (AR1).....	p.63

Tableau 21	Résultat de la régression de PANEL des résidus des variations de la volatilité des rendements boursiers des entreprises exploitant des ressources sur les rendements de l'indice HERCOR et du niveau de perception de corruption dans les pays où les entreprises exploitent les ressources. Modèle utilisant la variation de la volatilité trimestrielle par l'élimination des compagnies produisant du Charbon ou du Fer. Modèle avec variable autorégressive de premier ordre (AR1).....	p.65
Tableau 22	Résultat de la régression de PANEL des résidus des variations de la volatilité des rendements boursiers des entreprises exploitant des ressources sur les rendements de l'indice HERCOR et du niveau de perception de corruption dans les pays où les entreprises exploitent les ressources. Modèle utilisant la variation de la volatilité trimestrielle comme variable de contrôle et le prix des commodités pour le fer, le charbon et le LNG. Modèle avec variable autorégressive de premier ordre (AR1).....	p.66
Tableau 23	Résultat de la régression sous la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) et autorégressifs (AR2) des résidus des variations de la volatilité des rendements boursiers des entreprises diversifiées géographiquement sur les rendements de l'indice HERCOR de diversification géographique de la production.....	p.72
Tableau 24	Résultat de la régression sous la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) et autorégressifs (AR2) des résidus des variations de la volatilité des rendements boursiers des entreprises diversifiées géographiquement sur les rendements du niveau de perception de corruption dans le pays où les entreprises exploitent les ressources.....	p.80
Tableau 25	Résultat de la régression sous la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) et autorégressifs (AR2) des résidus des variations de la volatilité des rendements boursiers des entreprises minières sur le rendement de l'indice HERCOR de diversification géographique de la production et sur le rendement de l'indice de perception de corruption dans les pays où les entreprises exploitent les ressources....	p.81
Tableau 26	Résultat de la régression sous la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) et autorégressifs (AR2) des résidus des variations de la volatilité des rendements boursiers des entreprises énergétiques sur le rendement de l'indice HERCOR de diversification géographique de la production et sur le rendement de l'indice de perception de corruption dans les pays où les entreprises exploitent les ressources.....	p.81

Tableau 27	Résultat de la régression sous la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) et autorégressifs (AR2) des résidus des variations de la volatilité des rendements boursiers des entreprises exploitant des ressources naturelles sur les rendements de l'indice HERCOR de diversification géographique de la production pondéré en retirant la production canadienne ainsi que du rendement de la variation de la perception de corruption dans les pays où les entreprises exploitent les ressources.....	p.82
------------	--	------

L'auteur tient à remercier :

M. Martin Boyer, pour son indéfectible soutien à toutes les étapes de ma démarche.
Le service des relations avec les investisseurs de Exxon Mobil Inc. et le service de recherche de Transparency International, en ce qui a trait à la construction de la base de données.

Claude Piché, Odette Perron et Johanne Chevalier, pour la révision linguistique.

Alexandra, pour son soutien moral.

1. Introduction

1.1. Mise en contexte

Au cours des dernières années, plusieurs sociétés minières et pétrolières ont dû supporter des coûts supplémentaires non négligeables à la suite d'un arrêt de la production ou de la construction des infrastructures décrété par les gouvernements locaux. À titre d'exemple, certaines entreprises canadiennes comme Goldcorp (TSX:G) ou Barrick Gold (TSX:ABX) ont été contraintes de renégocier à la hausse les redevances minières à verser à la République dominicaine – en dépit des ententes préalablement conclues –, sans quoi le pays ne les laisserait plus exporter les commodités produites de son territoire. Par conséquent, de telles entreprises soumises à la contrainte géographique de la localisation des ressources sont susceptibles de subir des pressions gouvernementales imprévues qui ajoutent un risque considérable à leurs activités régulières. Souvent difficilement quantifiable, ce risque de nature politique constitue pourtant un aspect très important lors de l'évaluation du risque encouru par une société de ressources.

1.2. Pertinence de la question étudiée

Contrairement à la production de biens manufacturés, la mise en valeur de ressources exige des entreprises de les exploiter là où elles se trouvent. En outre, il faut consacrer des sommes considérables pendant plusieurs années pour construire les installations, et ce, avant même de pouvoir extraire du sol la première once d'or ou le premier litre de pétrole, ce qui ajoute au risque de l'investissement. Dans l'optique de maximiser la valeur de l'entreprise de ressources, tout bon gestionnaire se doit d'analyser les impacts reliés à la réalisation d'un nouveau projet, tant au niveau des aspects géopolitiques, climatiques et géologiques que sur le plan du bassin de main-d'œuvre qualifiée disponible. Diversifier la production dans différents pays peut être une façon de réduire le risque géopolitique : les revenus futurs de l'entreprise seraient ainsi moins affectés par les décisions des gouvernements locaux, qui sont souvent indépendantes de la volonté de la société. Cette réduction du risque entourant

l'investissement se traduit pour les actionnaires par une augmentation de valeur sous deux aspects selon la théorie financière. Premièrement, selon le point de vue d'un dirigeant d'une société qui extrait des ressources, une réduction générale du risque de l'entreprise grâce à la diversification géographique de la production permettrait de diminuer le risque total de l'entreprise et donc de la prime utilisée lors de l'évaluation de projets futurs et ainsi de pouvoir accepter des projets qui autrement auraient été considérés à valeur actuelle nette (VAN) négative. Deuxièmement, la réduction du risque de l'entreprise par diversification géographique est bénéfique aux yeux des parties prenantes de l'entreprise (créanciers, fournisseurs), car elle permettrait de réduire le risque de faillite des entreprises et donc minimise les impacts d'un prêt financier ou de location d'équipement à long-terme auprès d'entreprises du secteur des ressources.

1.3. Résumé de l'étude

L'étude visait à déterminer s'il existe dans la volatilité des rendements des entreprises canadiennes et américaines établies dans le secteur des ressources (minières et énergétiques) des différences qui seraient attribuables à l'emplacement de la production de ces entreprises. Il serait ainsi possible de déterminer si la diversification géographique de la production (extraire des ressources dans plus d'un pays) permet de diminuer la volatilité des rendements boursiers de l'entreprise et donc du risque total couru par les sociétés.

Afin d'évaluer la diversification géographique de la production, il a été décidé d'utiliser un indice HERCOR, pondéré en fonction des corrélations des PIB réels nationaux : au final, les résultats ne sont pas concluants dans la mesure où la variable HERCOR n'est pas significative dans le modèle multifactoriel lorsque l'on tient compte de variables de contrôle tels les facteurs de Fama & French, l'endettement et le prix des commodités. Ces résultats viennent ainsi appuyer ceux de *Mikhail et Shawky* (1979) ainsi que *Goldberg and Heflin* (1995) qui trouvent des effets ambigus de la diversification internationale sur la volatilité des rendements.

Par ailleurs, on a cherché à voir si la facilité de faire des affaires dans un pays, représentée dans cette étude par l'indice de perception de corruption (IC) d'un pays de *Transparency International*, entraîne des conséquences sur la volatilité des rendements des entreprises qui y sont présentes. Les résultats sont semblables aux résultats du HERCOR alors que les variables ne sont pas significatives sous les différentes versions du modèle multifactoriel de Fama & French. Ainsi, il ne nous est pas possible de corroborer ou d'infirmar les résultats de LLSV.

Lorsque que l'on combine les variables HERCOR et IC dans le même modèle multifactoriel, contrôlé pour les autres variables significatives, les résultats montrent le même constat alors qu'aucune relation significative n'est remarquée. Cela permet de croire qu'il n'y a pas d'impact de la diversification géographique et de la perception de corruption dans un pays sur la variation de la volatilité des rendements.

La plupart des tests de robustesse, y compris l'élimination des entreprises non diversifiées géographiquement de l'échantillon, le retrait des variables de Fama-French, l'utilisation de la volatilité des prix des commodités ainsi que le retrait de la production canadienne pour vérifier le risque de taux de change, montrent des résultats similaires.

Cependant, en divisant les sociétés en sous-groupes d'après le type de commodité qu'elles produisent (matériaux ou énergie), on se rend compte que les sociétés énergétiques présentent une relation significativement négative entre la variation du niveau de diversification géographique HERCOR et la variation de la volatilité des rendements, ce qui supporte les résultats de *Krapf (2015)* ainsi que *Reeb et Kwok (2000)* ; ces derniers démontrent que la diversification internationale des entreprises augmente le risque. En d'autres termes, plus les sociétés sont concentrées géographiquement, plus la variation de la volatilité des rendements est faible. Ce constat est aussi vérifié lorsqu'on fait la régression sous le modèle MCO. Cette conclusion pourrait être expliquée économiquement par le fait qu'une entreprise

diversifiée géographiquement possède probablement plus de projets qu'une entreprise concentrée étant donné qu'elle produit dans chaque pays où elle est installée. Ainsi, il se pourrait que cette entreprise soit plus à risque de défaillance ou de succès opérationnels (étant donné son nombre total de projet) qui pourraient faire bouger le titre boursier davantage à travers le temps.

Pour les sociétés minières, il semblerait qu'une entreprise exploitant dans des pays où la perception de corruption est élevée (représentant le risque politique) montre des rendements boursiers significativement moins volatiles, *caeteris paribus*. Ce constat viendrait donc à l'encontre des résultats de l'étude de *La Porta, Lopez-de-Silanes, Shleifer et Vishny* (LLSV) (1997). Ce résultat pourrait être expliqué économiquement par la qualité supérieure des gisements miniers inexploités dans les pays ayant une perception de corruption plus élevée, en raison peut-être d'un manque d'exploration minière. Toutefois, l'analyse de la même régression sous la méthode des moindres carrés ordinaires jette de l'ombre sur ce constat, car les résultats ne sont plus significatifs. Ainsi, la conclusion d'une relation significative dans ce cas-ci reste moins concluante.

En somme, avec les résultats obtenus dans cette recherche, il nous est impossible d'affirmer hors de tout doute que la diversification géographique de la production et l'indice de perception de corruption dans le pays où l'entreprise produit ont un impact significatif sur la volatilité des rendements. Ainsi, malgré quelques relations significatives dans les tests de robustesse, le fait d'avoir une majorité de résultats non significatifs lors des régressions sur variables uniques laisse présager l'absence d'impact. Dès lors, un dirigeant d'entreprise devrait être indifférent devant l'idée de diversifier son portefeuille de production à travers différents pays pour tenter de réduire le risque de son entreprise. La conclusion est similaire pour un banquier ou un fournisseur d'une société de ressources, alors qu'il ne devrait pas se soucier de voir une entreprise se diversifier géographiquement ou s'établir dans des pays ayant historiquement présenté un risque politique plus grand.

Il est donc plus probable que les résultats de l'étude de *Blose & Shieh* (1995), de même que *Baca, Garbe et Weiss* (2000) et *Haugern et Wickern* (1975), démontrant que la variation des prix des commodités produites par ces entreprises, les variations du secteur boursier adjacent et l'endettement des sociétés, représentent de meilleurs indicateurs de la variation de la volatilité des rendements boursiers de ces-dernières.

2. Revue de littérature

2.1. Impacts de la diversification géographique sur un portefeuille

Tout d'abord, il convient de se pencher sur les études qui démontrent l'importance pour un portefeuille de détenir des actifs provenant de l'extérieur du pays d'origine du gestionnaire ainsi que sur celles qui démontrent l'existence de barrières aux investissements directs à l'étranger. Ces théories sont étroitement reliées à la question de la diversification géographique de la production, car autrement il n'y aurait aucune justification pour soutenir que des entreprises géographiquement diversifiées se négocient à prime par rapport aux autres. En effet, s'il n'existait pas de barrière à l'investissement, un gestionnaire pourrait par lui-même répliquer la stratégie dans son portefeuille et investir sans déboursier une prime dans des entreprises produisant la même commodité dans un autre pays plutôt que d'investir dans une entreprise géographiquement diversifiée.

Il existe dans la littérature financière plusieurs études démontrant explicitement la corrélation imparfaite qui existe entre les taux de croissance des différentes économies mondiales en raison des zones géographiques et les relations commerciales. Par exemple, on note une plus grande corrélation entre les économies canadiennes et américaines (deux pays voisins) qu'entre les économies de la Chine et du Canada. Ou encore, on constate une plus grande corrélation entre les économies du Royaume-Uni et de l'Afrique du Sud, partenaires économiques de longue date en raison du passé colonial, qu'entre celles du Royaume-Uni et du Brésil. Le tableau 1 montre différentes corrélations entre divers pays selon leur croissance économique annuelle entre 1961 et 2012.

Tableau 1 : Exemple de corrélations entre les croissances annuelles de l'économie de divers pays entre 1961 et 2012

	Canada	États-Unis	Chine	Brésil	Royaume-Uni	Afrique du Sud
Canada	1	0,4344	0,1311	0,4370	0,3606	0,5637
États-Unis		1,0000	-0,1603	0,2108	0,3471	0,2054
Chine			1,0000	0,1940	-0,0044	-0,0012
Brésil				1,0000	0,2102	0,3303
Royaume-Uni					1,0000	0,5006
Afrique du Sud						1,0000

Source : Bloomberg, Banque Mondiale

En raison de cette corrélation imparfaite entre les économies, les indices boursiers relatifs à ces économies affichent aussi des disparités importantes au fil des années. Notons par exemple que durant les années 1990 l'économie japonaise traversait une profonde crise alors que les économies nord-américaines affichaient d'excellentes performances. Cette décorrélation aurait permis par exemple à un gestionnaire de portefeuille américain d'obtenir une plus grande diversification en investissant sur le marché japonais (Nikkei 225), qu'en investissant par exemple dans la Bourse de Londres (FTSE 100). Le tableau 2 montre des exemples de corrélations entre différents indices boursiers entre 1995 et 2012.

Tableau 2: Corrélation entre différents indices boursiers de 1995 à 2012 sur une base mensuelle*

	S&P500	S&P/TSX Composite	NIKKEI 225	IBOVESP A	FTSE 100	FTSE ASX Index	HANG SENG	TOP40
S&P 500	1	0,7355	-0,1070	0,4935	0,9146	0,9321	0,6106	0,5057
S&P/TSX composé		1	-0,3097	0,9135	0,6180	0,7679	0,9074	0,9069
NIKKEI 225			1	-0,4400	0,1252	0,0414	-0,1507	-0,4407
IBOVESPA				1	0,3957	0,5688	0,9092	0,9686
FTSE 100					1	0,9736	0,5567	0,3860
Indice FTSE ASX						1	0,7009	0,5693
HANG SENG							1	0,8800
TOP40								1

Source : Bloomberg

**Calculé sur les rendements en dollar canadien*

Étant donné que les corrélations entre les différents PIB nominaux et entre les indices boursiers ne sont pas parfaites, il est fort intéressant pour un gestionnaire d'inclure des actifs financiers étrangers afin de réduire le risque d'un portefeuille. Ce phénomène, présenté pour la première fois par *Grubel* (1968), a fait l'objet de peu de contestation par la communauté financière. L'étude présentant une extension du modèle de portefeuille efficient de *Markovitz* (1959) et *Tobin* (1952) arrive à la conclusion qu'il est possible de créer de la richesse supplémentaire par la diversification internationale en analysant les rendements réalisés d'investissements dans onze marchés boursiers différents de 1959 à 1966. De plus, *Levy* et *Sarnat* (1970) démontrent empiriquement les gains potentiels qu'aurait pu réaliser un gestionnaire entre 1951 et 1967 en diversifiant son portefeuille internationalement, lui permettant ainsi de réduire le risque de ce portefeuille. Pour ce faire, les auteurs ont analysé les rendements moyens

et les écarts types des actions ordinaires dans 28 pays. D'autres études subséquentes comme celles de *Solink* (1974), *Lessard* (1976) et *Van Agtmael et Errunza* (1982) permettent d'arriver à la même conclusion : un gestionnaire de portefeuille peut réduire son risque systématique par le biais d'une diversification géographique de son portefeuille. L'étude de *Rua et Nunes* (2009) confirme que cette théorie tient toujours aujourd'hui, mais note néanmoins que la fréquence des données utilisées joue un rôle important dans les corrélations entre les différents indices boursiers. À cet effet, les auteurs ont analysé les rendements des indices boursiers dans quatre pays développés (Allemagne, Royaume-Uni, Japon et États-Unis) de 1968 à 2008. Ainsi, les corrélations entre les indices semblent être plus élevées pour les données à basse fréquence (annuelle) que pour les données quotidiennes. Ils découvrent aussi une corrélation importante des indices du Royaume-Uni et des États-Unis lors des épisodes de crise comme le krach de 1987 ou la bulle des Technos des années 1990. Un gestionnaire doit donc tenir compte de son horizon d'investissement et des conditions du marché pour pondérer son portefeuille efficacement à l'échelle internationale.

D'autres études comme celle de *Grauer, Hakansson, Nils et Crouhy* (1987) démontrent aussi un phénomène similaire en analysant en outre l'effet de l'endettement (effet de levier) sur le portefeuille. Les résultats montrent qu'en plus des gains importants associés à l'ajout de titres étrangers à un portefeuille américain, les gains sont plus grands en présence d'actifs étrangers lorsque le portefeuille n'est pas contraint dans son effet de levier. Au final, en présence d'actifs étrangers, la proportion optimale de titres américains à inclure dans un portefeuille se rapproche de zéro.

Cependant, les investisseurs sont souvent soumis à des contraintes dans leurs investissements dans des actifs étrangers, ce qui rend leur portefeuille sous-optimal. Ces contraintes peuvent entre autres être de nature législative, informationnelle ou fiscale. Les contraintes législatives se traduisent souvent par une contrainte d'investissements minima dans des sociétés locales, mais peuvent aussi représenter une contrainte d'investissements maxima, telle l'Inde qui limite maintenant à

30 G\$ US le maximum d'argent qu'un investisseur étranger peut détenir en obligations gouvernementales du pays. Au niveau informationnel, certaines études comme celle de *Coeurdacier et Guibaud (2011)* concluent qu'en présence de frictions internationales, le choix du portefeuille rationnel incite les investisseurs à surinvestir dans les actifs locaux en raison d'un accès plus facile à l'information dans le marché domestique. L'asymétrie d'information représente ainsi un frein important dans la décision d'investir davantage dans les actifs internationaux. Enfin, les investisseurs peuvent faire face à des contraintes fiscales qui les conduisent à restreindre leurs investissements dans les entreprises étrangères. Par exemple, le gouvernement fédéral canadien offre à ses citoyens un crédit d'impôt sur les dividendes des sociétés canadiennes, les incitant ainsi à privilégier les investissements locaux aux dépens des actifs étrangers. Toutes ces contraintes empiriques viennent créer des barrières à l'investissement étranger et empêchent ainsi un investisseur de diversifier facilement son portefeuille internationalement.

Pour démontrer l'existence de ces barrières, on trouve de nombreux articles qui mettent en relief la faible diversification internationale des portefeuilles appartenant aux investisseurs américains. Entre autres, l'étude de *Feldstein et Horioka (1980)* conclut à l'existence des barrières aux investissements internationaux en notant une très forte covariance entre les niveaux d'épargne et les niveaux d'investissement à l'intérieur d'un même pays, démontrant ainsi une très faible mobilité internationale du capital national. Parmi les autres études arrivant à des conclusions semblables, notons *Subrahmanyam (1975)*, *Dufey (1975)*, *Adler et Dumas (1983)*, *Cumby et Obstfeld (1984)*, *Mishkin (1984)*, *Penati et Dooley (1984)*, *Buckley (1985)*, *Eitman et Stonehill (1986)*, *Bayoumi (1990)*, *Bekaert et Harvey (1995)*, *Bovenberg (1996)* ainsi que *Nishiotis (2004)*. Ces études ne seront pas expliquées en détail, mais elles servent à démontrer l'existence de barrières à l'investissement international venant freiner la mobilité des capitaux à l'échelle mondiale. Cela peut venir expliquer que malgré les articles démontrant les bienfaits de la diversification géographique d'un portefeuille sur la réduction de son risque, les gestionnaires tendent toujours à sous-investir dans des actifs étrangers. Ces barrières internationales peuvent ainsi créer une valeur

supplémentaire pour les entreprises ayant une diversification géographique relativement à la production, comme les sociétés du secteur des ressources, et donc justifier une prime à la diversification.

Cependant, au cours de la dernière décennie, le domaine financier a vu le développement d'un nouveau véhicule d'investissements : les fonds négociés en bourse (FNB). Cet outil, créé par des banques ou autres firmes d'investissements, réplique activement un indice ou un portefeuille d'indices boursiers permettant ainsi à un investisseur de s'exposer passivement à ces derniers. En ayant des coûts de transaction beaucoup plus faibles que la réplification active de la stratégie, le fonds négocié en bourse permet à un investisseur de s'exposer indirectement et beaucoup plus facilement autant à des portefeuilles sectoriels qu'à des indices internationaux. Malgré tout, des études comme celle de *Huang et Lin* (2011) démontrent que malgré le fait que les FNB procurent une réduction du risque provenant de la diversification internationale du portefeuille, ils n'offrent pas une performance significativement supérieure en comparaison avec les stratégies actives d'exposition internationale. Pour arriver à ce constat, les auteurs ont analysé les rendements hebdomadaires de portefeuilles composés de l'indice S&P 500 ainsi que de 19 FNB transigés à la bourse NYSE Arca sur une période allant de 2003 à 2009 ainsi que d'autres portefeuilles composés de l'indice S&P 500 et de titres étant inclus dans les FNB choisis. D'autres études ont aussi conclu qu'il est possible pour un gestionnaire de diminuer son risque en diversifiant géographiquement son portefeuille à travers d'autres véhicules d'investissement. L'article de *Errunza, Hogan et Hung* (1999) prouve qu'avec un portefeuille d'actifs locaux incluant des entreprises multinationales, des ADRs (*American Depositary Receipts*) ainsi que des « *close-end country fund* », un portefeuille local peut atteindre un niveau de diversification semblable à un portefeuille contenant des actifs internationaux. D'ailleurs, les auteurs démontrent que la corrélation d'un tel portefeuille avec un portefeuille diversifié internationalement est plus forte qu'avec l'indice S&P 500. Ainsi, malgré le développement de nouveaux véhicules financiers plus efficaces, il existe toujours des barrières empêchant une

diversification internationale efficace du portefeuille, mais l'utilisation d'actifs domestiques diversifiés géographiquement peut être une solution.

En conclusion, s'il n'existait aucune limite à l'investissement international, aucune raison ne pourrait justifier l'attribution d'une prime aux entreprises géographiquement diversifiées, étant donné la possibilité pour un investisseur de répliquer sans coût supplémentaire la stratégie des firmes. Ceci peut expliquer pourquoi, par exemple, on ne retrouve pas de prime pour les conglomérats (entreprises diversifiées dans plusieurs secteurs) étant donné qu'un investisseur peut, par lui-même, reproduire la stratégie de l'entreprise en investissant au prorata dans des entreprises spécialisées dans ces mêmes industries.

2.2. Les entreprises du secteur des ressources géographiquement diversifiées, aspect risque et valeur

De cette façon, *caeteris paribus*, les entreprises diversifiées géographiquement seraient un bon moyen pour un gestionnaire de réduire les risques liés à un portefeuille et donc d'augmenter la valeur de ce dernier. Cependant, est-ce que comme un gestionnaire, une entreprise peut créer de la valeur en se diversifiant géographiquement ? La littérature semble indiquer que non alors que l'étude de *Fauver, Houston et Naranjo (2002)* montre que la diversification internationale des ventes, une fois contrôlée pour la diversification industrielle, réduit la valeur des multinationales américaines en comparaison avec les sociétés américaines purement domestiques. Cependant, ce constat n'est pas applicable pour les entreprises britanniques et allemandes, ce que les auteurs tentent d'expliquer par le fait que les coûts de diversification géographique pourraient être plus faibles pour les sociétés européennes en raison de l'intégration plus élevée de l'économie régionale. L'étude souligne cependant que les coûts de diversification géographique des entreprises analysées semblent augmenter lorsque qu'elles opèrent dans des pays en dehors de leur région économique. Ainsi, les auteurs rejoignent les conclusions de *Denis, Denis et Yost (2002)* et dans une certaine mesure *Lins et Servaes (1999)* alors que ces derniers avancent que cette réduction de la valeur de l'entreprise pourrait être due aux

coûts d'agence. Ils existeraient en effet selon eux des incitatifs pour les dirigeants de ces sociétés à se diversifier internationalement (prestige et compensation supérieure, diversification du risque opérationnel pour l'entreprise) qui pousseraient ces-derniers à se « sur-diversifier » et donc réduire la valeur disponible pour les actionnaires.

Cependant qu'en est-il de l'impact de la diversification internationale sur le risque d'une entreprise ? Les premières recherches sur le sujet de *Hughes, Logue and Sweeney* (1975) et *Fatemi* (1984) appuient la thèse que la diversification géographique réduit les risques des entreprises tant au point de vue idiosyncratique que systématique alors que les portefeuilles composés d'entreprises multinationales affichent des statistiques de risque inférieures aux sociétés domestiques. Puis, d'autres études comme celles de *Mikhail et Shawky* (1979) trouvent des effets ambigus ou non-significatifs entre les coefficients de variation et la volatilité des rendements des titres. Aussi, d'autres études comme *Goldberg et Heflin* (1995) soutiennent que les risques politiques et de devise sont diversifiables, impliquant que les coûts et les bénéfices de la diversification internationale s'équivalent à l'échelle d'une entreprise, mais que les bénéfices dominent pour les gestionnaires de portefeuilles. Cette étude démontre aussi empiriquement que la diversification géographique diminue le risque systématique mais augmente le risque total. Enfin, un troisième groupe, incluant les études de *Reeb, Kwok et Baek* (1998) ainsi que *Olibe, Michello et Thorne* (2008), affirme que la diversification internationale des ventes d'une entreprise augmente les risques des sociétés. Ces dernières montrent que les sociétés ayant une plus forte exposition internationale des ventes présentent des betas plus élevés que les sociétés domestiques. De plus, *Kwob et Reeb* (2000) affirment de manière plus complexe que les sociétés de pays développées augmentent leurs risques lorsqu'elle entrent dans des marchés moins développés. Enfin, *Krapl.* (2015) trouve que la diversification internationale augmente, en plus de la volatilité des rendements (systématique et idiosyncratique), la volatilité des flux monétaires et des bénéfices nets des sociétés. Ce résultat est fort car il indique que la diversification internationale augmente la variation des éléments fondamentaux des entreprises, ce qui élimine l'hypothèse que les changements dans la volatilité sont dus uniquement aux comportements des investisseurs. Malgré tout, il est

difficile de conclure de façon claire la relation exacte entre la diversification géographique et la volatilité des rendements et cette étude cherchera, à travers l'indice HERCOR, à apporter plus de lumière sur le sujet.

Cependant, certaines théories stipulent que la diversification géographique ne doit pas entraîner une prime lors de l'évaluation de l'entreprise parce qu'elle fait face à une augmentation du risque de change. Par exemple, si une entreprise minière doit investir des sommes d'argent importantes durant plusieurs années pour l'établissement d'un complexe d'exploitation, elle pourrait bien devoir investir des montants plus importants que prévu si les taux de change varient de façon défavorable pour elle. De cette manière, malgré la réduction du risque provenant de l'exposition géographique plus élevée, le risque de taux de change viendrait contrebalancer les bienfaits de la stratégie. Cet argument demeure cependant controversé, car plusieurs études démontrent que les firmes géographiquement diversifiées ont tendance à couvrir le risque de taux de change à l'aide d'une multitude d'instruments financiers. *Burgman* (1996) prouve ce résultat en comparant la volatilité des rendements de 1 072 titres boursiers entre 1987 et 1991, tout en isolant le risque de change. L'auteur formule aussi l'hypothèse selon laquelle les firmes purement domestiques pourraient à l'inverse être plus exposées au risque de change que leurs contreparties multinationales, car elles seraient sujettes à une introduction massive de compétiteurs étrangers advenant une appréciation de la devise locale. Cette variation du taux de change rendrait ainsi ces entreprises locales désavantagées face à leurs nouveaux compétiteurs pouvant produire à des coûts relativement moindres. À l'inverse, une dévaluation de la devise locale aurait un impact négatif sur une entreprise qui doit importer la majorité des intrants de l'étranger et pourrait donc nuire davantage aux entreprises domestiques. Cependant, l'étude de *Burgman* n'arrive pas à confirmer cette hypothèse.

Par ailleurs, *Marshall* et *Faff* (2005) remarquent que 100% des 123 firmes multinationales analysées dans leur étude avaient un département de gestion de risques qui tentait de mitiger activement les risques de taux de change. Aussi, *Wallace* (1998)

affirme qu'une étude du Greenwich Treasury Advisors montre que 100% des 32 multinationales analysées couvraient les transactions réalisées, que 97% d'entre elles avaient une politique écrite de gestion du risque de change, que 70% effectuaient des couvertures des transactions prévues dans le futur et que 25% couvrent les profits et pertes attendues de leurs filiales étrangères. De cette façon, le risque de change n'aurait aucun impact significatif sur la volatilité des rendements des sociétés internationalement exposées.

Puis, il est important de s'intéresser à l'aspect sectoriel de cette étude. Plusieurs études de la littérature financière ont démontré que le secteur des ressources (compagnies énergétiques et minières) présente une plus grande volatilité dans ses rendements que le marché en général. Cette volatilité peut s'expliquer par les nombreux risques associés à la pratique de l'exploitation énergétique ou minière tant au niveau des coûts élevés de démarrage, de la difficulté d'extraire les ressources, de l'aspect non renouvelable de ces dernières ainsi que du faible (ou quasi nul) contrôle du prix de vente de la commodité. *Baca, Garbe et Weiss (2000)* démontrent ce résultat en évaluant à 19,06 % la variance mensuelle des indices du secteur des ressources de 1995 à 1999 contre 9,76 % pour le marché en moyenne. Mais plus important encore, l'étude conclut que l'aspect sectoriel de la volatilité domine de nos jours le facteur national dans lequel le titre boursier se transige. Les auteurs soulignent que la mondialisation et la symbiose croissante des économies nationales depuis les années 1980 accroissent les corrélations entre les titres du même secteur malgré les divergences au niveau des bourses où ils se négocient. Il serait donc possible de conclure indirectement grâce à cette étude qu'on ne devrait pas s'attendre à ce que la volatilité des rendements dépende des pays dans lesquels les entreprises du secteur exploitent leurs ressources. Ainsi, il ne devrait pas y avoir de prime à la diversification géographique de la production pour les entreprises du secteur des ressources.

2.3. Les impacts du système législatif d'un pays sur le développement des marchés financiers

Dans un dernier temps, il est primordial de connaître le lien entre le système législatif mis en place par un État et la facilité pour un investisseur d'investir des capitaux dans ce pays. Selon une étude de *La Porta, Lopez-de-Silanes, Shleifer et Vishny (LLSV)* (1997), il existe une relation significativement positive entre la protection offerte aux investisseurs et la taille des marchés des capitaux, autant quant à la dette que quant au marché des actions. En effet, en analysant les origines du système législatif de différents pays et en les regroupant selon leurs racines historiques, il semblerait que les pays appliquant un système légal provenant du Code civil français présentent des marchés financiers plus petits comparés aux pays ayant instauré un système législatif de type britannique (*Common Law*). Plus précisément, les auteurs étudient certaines lois protégeant les investisseurs (ex. protection contre l'expropriation des initiés, lois sur les actions multivotantes, droits antidirigeants) dans 49 pays différents ayant un système législatif de type soit scandinave, britannique, français ou allemand. Afin d'évaluer la taille des marchés financiers, les auteurs utilisent, entre autres, la capitalisation boursière, le nombre d'entreprises publiques et le nombre d'appels publics à l'épargne. De plus, les résultats de l'étude montrent qu'il existe une plus forte application des lois dans les pays utilisant le système britannique que pour les autres pays. L'application des lois est aussi plus forte dans les pays ayant un PIB par habitant plus élevé que ceux où le PIB est faible. Cette recherche est très intéressante pour cette étude, car elle met en lumière l'existence d'un risque supplémentaire, qualifié de risque politique, provenant du niveau de protection offert aux investisseurs désirant injecter des capitaux dans un pays et qui tend à rendre plus attrayant d'investir dans certaines économies que dans d'autres. Il est d'autant plus intéressant dans notre cas en raison de la nature même des secteurs d'activité étudiés, qui requiert des investissements massifs en immobilisations ainsi qu'une longue période de temps sans accumuler de revenus au cours de la construction des installations venant ainsi accroître davantage le risque de ces entreprises. Une analyse plus approfondie du risque politique sera effectuée sur l'échantillon d'entreprises dans la section 4.4.

2.4. Le modèle utilisé

Une extension du modèle du MÉDAF a été accomplie par *Fama et French* (1992) en introduisant un modèle multifactoriel. Ce modèle, à la différence du MÉDAF, tient compte en plus des variables de contrôle de taille des entreprises et du type de firme analysée (entreprise de croissance ou entreprise de valeur), permettant ainsi une explication plus précise des rendements que ne le fait le CAPM. Ce modèle multifactoriel peut donc être d'une importance clé pour isoler l'impact de la diversification géographique de la production sur la volatilité des rendements face à d'autres facteurs ayant des effets significatifs.

2.5. Importance de la mesure de diversification internationale utilisée

La mesure de diversification internationale utilisée est d'une importance capitale pour évaluer la dispersion géographique de la production. Certains auteurs comme *Vachani* (1991) déterminent que cette dernière est la principale raison de la divergence des résultats obtenus dans la littérature. En effet, on peut considérer une firme comme diversifiée géographiquement si, par exemple, elle exploite des ressources dans trois pays différents. Par contre, il est possible que cette firme récolte 80 % de ses revenus dans un seul de ces trois pays; ce qui n'est pas représentatif de cette diversification internationale. Par ailleurs, il se peut que ces trois pays soient très liés économiquement et donc qu'ils n'offrent pas une bonne diversification lors d'un ralentissement économique. Il est ainsi primordial de tenir compte des corrélations historiques entre les économies dans la mesure choisie. Dès lors, certaines méthodes utilisées précédemment, portant entre autres sur le pourcentage des taxes payées provenant d'un pays (pouvant varier considérablement d'une année à l'autre) ou encore du nombre de pays dans lesquels les entreprises sont installées, seront rejetées. D'autres études, comme *Markam Collins* (1990), tentent de séparer méthodiquement les pays développés de ceux en développement pour tenir compte de la corrélation intragroupe, mais cette méthode laisse toutefois place à la subjectivité. Afin d'utiliser une approche plus rigoureuse, cette étude se fondera sur l'indice de concentration Herfindahl, dans une version modifiée pour prendre en considération les corrélations

entre les rendements des économies de deux pays, appelé HERCOR (Herfindahl-Corrélation). Cette méthode, utilisée entre autres dans le passé par *Patte* (2002) pour mesurer la dispersion géographique des ventes, a donné historiquement de meilleurs résultats que les autres mesures. Elle permet de pondérer en premier lieu l'indice de dispersion géographique en fonction de la proportion de la production venant d'un pays. Dans un deuxième temps, elle tient compte de la corrélation entre les différentes économies pour donner une valeur de dispersion beaucoup plus représentative des risques sous-jacents à la concentration géographique.

2.6. Variables de contrôle à considérer

Afin de bien isoler les caractéristiques de la volatilité des rendements qui seraient attribuables à la diversification géographique de la production, il est nécessaire de tenir compte de plusieurs variables de contrôle. Tout d'abord, plusieurs études, dont celle de *Haugen et Wickern* (1975), démontrent que l'endettement tend à accroître la volatilité des rendements en comparant les durées de la dette d'entreprises entre elles. Il va donc falloir tenir compte de ce facteur en tant que variable de contrôle, malgré le fait qu'il est souvent non significatif pour les entreprises du secteur des ressources qui n'ont pas l'habitude de s'endetter en raison de l'incertitude provenant de l'exploitation des ressources. Un autre élément important à considérer est le facteur « taille », alors que des divergences extrêmes dans les capitalisations boursières existent dans l'échantillon utilisé (Exxon Mobil Corp ~US\$400G versus Cœur Mining Inc. ~US\$1.7G). *Kumar* (2007) conclut que l'ajout de firmes de petite taille a tendance à augmenter la volatilité d'un portefeuille souvent en raison de la liquidité moindre dont elles disposent et de la plus faible présence chez elles d'investisseurs institutionnels. Ceci peut donc être un biais important s'il n'est pas contrôlé. Dans un dernier temps, de par leur nature, les entreprises du secteur des ressources ne produisent pas toutes les mêmes commodités. La façon d'exploiter et l'utilisation de cette commodité peuvent donc entraîner une divergence sur la volatilité des rendements. De plus, les sociétés du secteur des ressources sont sensibles à la variation des prix des commodités sur les marchés malgré le fait que plusieurs d'entre elles couvrent déjà leurs prix de vente. *Blose et Shieh* (1995) ont par exemple montré que les rendements des minières

aurifères étaient fortement influencés par les prix de l'or. Plusieurs autres études ont présenté une forte corrélation entre les rendements des sociétés du secteur des ressources et les variations de prix des commodités qu'ils produisent, obligeant ainsi à tenir compte de ce facteur sous forme de variable de contrôle dans cette étude.

3. Données

3.1. Présentation des données

Les compagnies du secteur des ressources se devaient de satisfaire certains critères afin de pouvoir être incluses dans l'échantillon de cette étude (tableau 3). Ces critères étaient utilisés afin d'avoir une bonne représentation d'entreprises du secteur et de disposer d'une longue période d'observation des données. En effet, en relevant les rendements entre 1995 et 2013, la période choisie contient trois phases de marchés haussiers ainsi que deux phases de marchés baissiers. Par contre, cette sélection crée un biais de survie. Enfin, un critère de taille minimum à 1 milliard \$ CA de capitalisation boursière au 31 mars 2013 a été retenu pour exclure les entreprises en démarrage et pour minimiser l'effet de la liquidité des titres. À terme, 50 entreprises ont été retenues pour faire partie de l'échantillon (tableau 3). Lorsqu'on les divise par leur secteur d'activité (minier vs énergétique), on se rend compte que les entreprises énergétiques sont plus grosses en termes de capitalisations boursières et plus endettées que les compagnies minières mais avec une volatilité généralement semblable (tableau 4). Les sociétés sont davantage présentes dans le secteur énergétique et sont principalement issues du marché boursier américain (tableau 5). Quant à leur diversification géographique, l'échantillon regroupe un éventail varié alors que 70 % des entreprises produisent dans plus d'un pays et 35 % des compagnies produisent dans plus de 5 pays (tableau 6). Au total, les entreprises de l'échantillon produisent dans plus de 53 pays et sont présentes dans toutes les régions du monde. Enfin, 14 pays sont représentés autant par un producteur minier que d'énergie (figure 1). La liste complète des entreprises de l'échantillon est disponible à l'annexe 1. Un tableau détaillé des entreprises par pays est présenté à l'annexe 2.

Tableau 3 : Critères de sélection des données

Critère	Description	Entreprises respectant les critères cumulatifs.
1) Pays d'origine	Entreprises faisant partie des indices Russell 3000 (3000 plus grandes capitalisations boursières aux États-Unis) ou de l'indice TSX Composite (239 plus grandes capitalisations boursières sur la Bourse de Toronto, Canada)	3265
2) Secteur principal	Entreprises classées sous les critères suivants dans S&P Capital IQ : « Energy or Integrated O&G or O&G Production or Sand & Gravel or Cut Stone and Stone Products or Concrete or Materials or Primary Production of Aluminum or Bituminous Coal and Lignite Mining or Anthracite Coal Mining or Diversified Metal Ores or Gold Ores or Precious Metal Ores or Precious Gemstone Mining and Production »	453
3) Date de leur PAPE	Entreprises qui étaient publiques au 1 ^{er} janvier 1995 et qui l'étaient encore au 1 ^{er} juillet 2013.	214
4) Taille	Entreprises ayant au moins 1 milliard \$CA de capitalisation boursière au 31 mars 2013.	148
5) Critères de production	Entreprises qui dérivent aux moins une partie de leurs intrants par l'extraction des ressources dans le sol.	50

Source : S&P Capital IQ

Tableau 4: Statistiques descriptives des entreprises en fonction de leurs secteurs d'activités

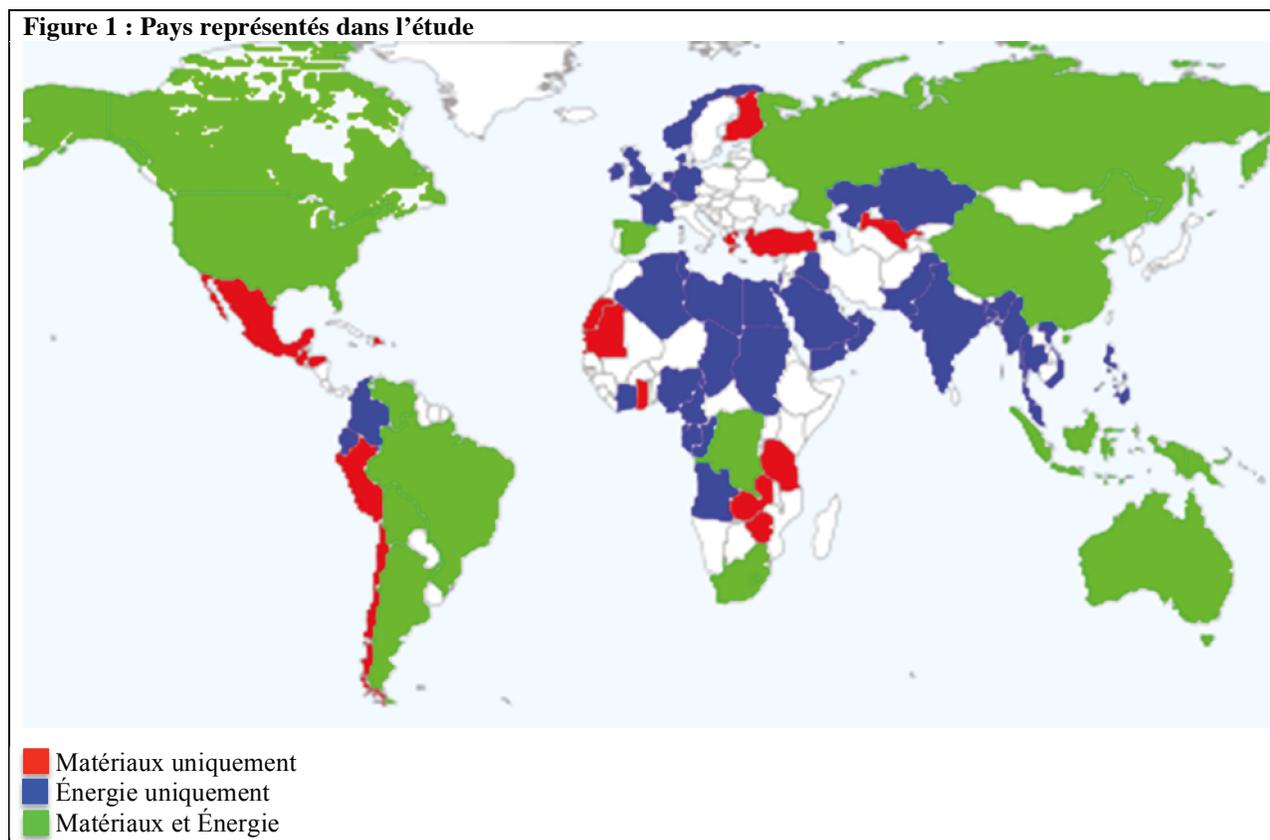
		Moyenne	Écart-Type (Population)	Médiane	Minimum	Maximum	Observations
Sociétés minières	Capitalisation boursière (CAD)	\$5,552m	9,073m \$	1,756m \$	1.16m \$	56,777m \$	4340
	Endettement (D/E)	45%	94%	24.8%	0%	1704%	73
	Volatilité trimestrielle	4.7%	34.2%	-1.4%	-85.1%	300.6%	73
Sociétés Énergétiques	Capitalisation boursière (CAD)	25,040m \$	67,156m \$	5,324m \$	4.44m \$	549,481m \$	4592
	Endettement (D/E)	62.3%	57.5%	50.5%	0.0%	586.7%	73
	Volatilité trimestrielle	4.5%	35.6%	-2.2%	-81.3%	425.2%	73

Source : S&P Capital IQ

	Matériaux	Énergie	Total
Canada	8	9	17
Etats-Unis	8	25	33
Total	16	34	50

Produisant dans	1 pays	2 pays	3 à 5 pays	6 à 10 pays	Plus de 10 pays
Énergie	12	7	4	6	5
Matériaux	3	0	7	4	2

Figure 1 : Pays représentés dans l'étude



3.2. Collecte des données de production

Les données de production trimestrielles des entreprises ont été récoltées par deux méthodes. Tout d'abord, les données régionales de production des entreprises du secteur de l'énergie entre 2004 et 2013 ont été collectées par l'entremise de la base de données de Bloomberg. Une étude approfondie a ensuite été effectuée sur ces données pour connaître le pourcentage le plus exact possible de production provenant de

chacun des pays où l'entreprise possède des installations de production. Puis, les données correspondant aux périodes entre 1995 et 2003 ont été obtenues manuellement à travers les différents rapports de gestion trimestriels des entreprises (10-K/10-Q sur le site EDGAR de la Securities and Exchange Commission (www.sec.com/edgar.shtml) pour les entreprises américaines et « Rapports de gestion » sur le site www.sedar.com pour les entreprises canadiennes). Lorsqu'une même entreprise était cotée tant à la bourse canadienne qu'américaine, l'analyse des données canadiennes a été priorisée. Cependant, certaines données de l'année 1995 provenant d'entreprises ayant une double cotation ont été obtenues du site américain EDGAR en raison de sa base de données historique disponible plus longue.

Pour les données du secteur des matériaux, les données sur la période allant de 1995 à 2013 ont été obtenues manuellement des « Rapports de gestion » sur les sites SEDAR et d'EDGAR. Les commodités utilisées dans cette étude concernent les ressources principales exploitées par les entreprises. Les ressources considérées comme secondaires (« by-products ») n'ont pas été prises en compte en raison du manque de données disponibles. De plus, les données ont été récoltées dans les rapports les plus tardifs publiant les données précises, permettant donc à l'entreprise d'apporter des ajustements à ses états financiers antérieurs ayant pu présenter des erreurs au cours de la période précédente. Par ailleurs, les données de quelques entreprises cotées uniquement au Canada ont été réparties également en fonction du chiffre de production annuel par commodité pour l'année 1995 (4 trimestres), car la base de données www.sedar.com ne permet pas de fournir les « Rapports de gestion » trimestriels couvrant cette année précise. Enfin, certaines données de production, manquantes pour un trimestre donné après avoir analysé les états financiers et après avoir contacté le service de relations aux investisseurs des entreprises, ont été interpolées en fonction des trimestres précédents et subséquents. Ces approximations ont toutefois un impact marginal sur la diversification totale de la production utilisée comme variable indépendante.

3.2.1. Cas spéciaux par rapport aux données de Exxon Mobil Corporation et Chevron Corporation

Les données de production de Exxon Mobil Corporation (NYSE:XOM) ainsi que de Chevron Corporation (NYSE:CVX) représentent des cas extraordinaires. Dans le cas précis de Chevron Corporation, l'entreprise ne présente et ne divulgue ses données de production par pays que sur une base annuelle en raison de la présence de l'entreprise dans plus de 27 pays, rendant donc difficile et imprécise l'analyse au niveau trimestriel. À cette occasion, il a été décidé de répartir également les données de production annuelle à chacun des trimestres aux fins de comparaison avec les autres entreprises. Au sujet de Exxon Corporation, les données régionales ont été obtenues par l'entremise du service de relations aux investisseurs de la compagnie. Cependant, comme l'entreprise refuse de divulguer sa production sur une base nationale (elle présente ses résultats sur une base régionale), il a été décidé de répartir également la production trimestrielle régionale entre tous les pays ayant été mentionnés publiquement comme producteur de pétrole, gaz naturel ou gaz naturel liquéfié (NGL) (28 pays ont été identifiés). Il est possible que quelques pays où l'entreprise produit une de ces commodités ne soient pas représentés dans cette étude, mais cela aurait un impact mineur sur l'indice de répartition global de la production.

3.3. Collecte des variables de contrôle

Tel que mentionné dans la section 2.5., les variables de contrôle considérées dans cette étude sont, entre autres, les trois facteurs du modèle de Fama et French (1992) : le rendement excédentaire du marché par rapport au taux sans risque, l'indice SMB servant à mesurer l'élément de taille de l'entreprise ainsi que l'indice HML, qui identifie la prime associée à ce qu'un titre appartienne davantage au type valeur ou croissance. Ces données ont été récoltées sur une base mensuelle sur la base de données du CRSP du site internet de Kenneth French¹ avant d'être converties sur une base trimestrielle. Les indices de Fama et French choisis représentent les trois facteurs appliqués aux marchés nord-américains (États-Unis et Canada) entre 1995 et 2013. La

¹ Kenneth R. French, « Fama French factors database », Page consultée le 2 décembre 2013. [En ligne], Adresse URL : http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/data_library.html#Developed

quatrième variable de contrôle utilisée sera la variation du niveau d'endettement (Dette Totale/Avoir des actionnaires total) des entreprises. Ces données ont été collectées sur une période trimestrielle des bases de données de S&P Capital IQ et de Bloomberg. En terminant, les dernières variables de contrôle utilisées sont les rendements des prix trimestriels des commodités produites par les entreprises. La liste des commodités est présentée dans le tableau 7 suivant. Le tableau 8 présente l'échantillon en fonction des commodités principales produites ainsi que la moyenne et l'écart du prix de ces commodités au cours de la période étudiée.

Tableau 7 : Commodités utilisées comme variable de contrôle				
Commodités	Unité	Devise présentée	Source des données	Code (si Bloomberg ou Capital IQ)
Pétrole (West Texas Intermediate)	Baril	Dollar canadien	S&P Capital IQ	NYMEX : ^CL
Gaz naturel (Mt. Belvieu, TX)	Million de pieds cubes (mmcf)	Dollar canadien	S&P Capital IQ	NYMEX : ^NG
Gaz naturel liquéfié (NGL)	Baril	Dollar canadien	Enerplus Corporation (Prix moyen de vente)	-
Or	Oz	Dollar canadien	Bloomberg	XAU Curncy
Cuivre	Livres	Dollar canadien	Bloomberg	HGA Curncy
Fer	Tonnes	Dollar canadien	Cliff Natural Resources (Prix moyen de vente)	-
Argent	Oz	Dollar canadien	Bloomberg	XAG Curncy
Nickel	Livres	Dollar canadien	Bloomberg	LMNIDY LME Comdty
Platinum	Oz	Dollar canadien	Bloomberg	XPT Curncy
Palladium	Oz	Dollar canadien	Bloomberg	XPDP Curncy
Plomb	Livres	Dollar canadien	Bloomberg	LOPBDY LME Comdty
Charbon	Livres	Dollar canadien	Teck Resources (Prix moyen de vente)	-

Source : S&P Capital IQ, Bloomberg, Rapports financiers des entreprises

Tableau 8 : Échantillonnage en fonction de la (des) commodité(s) principale(s) produites; Moyenne et écart-type du prix des commodités entre 1T95 et 1T13

	Nombre d'entreprises produisant chaque commodité		Moyenne et écart-type des rendements des prix des commodités	
	Minières	Énergie	Moyenne	Écart-Type
Or	11	0	2.13%	6.17%
Argent	5	0	3.11%	12.90%
Cuivre	6	0	2.34%	13.77%
Zinc	3	0	1.72%	13.82%
Charbon	1	0	3.66%	27.40%
Fer	2	0	5.43%	23.63%
Agrégats	3	0	-	-
Nickel	1	0	2.71%	19.07%
Palladium	2	0	3.98%	19.03%
Platine	2	0	2.51%	11.43%
Pétrole (WTI)	1	34	2.65%	12.86%
Gaz naturel (Henry Hub)	0	34	3.36%	21.49%
GNL	0	24	2.95%	18.93%

3.4. Collecte des données de volatilité

Comme variable dépendante, la variation de la volatilité trimestrielle des rendements des différents titres a été utilisée pour ainsi avoir un lien direct entre la variable dépendante et la production effectuée durant le même trimestre. Les données de volatilité trimestrielle ont été collectées à travers la base de données S&P Capital IQ et représentent l'écart-type annualisé des logarithmes des rendements quotidiens pendant le trimestre.

3.5. Collecte des données pour construire l'indice HERCOR

Afin de construire l'indice HERCOR, il faut, en plus des données de production des ressources dans chacun des pays, obtenir les niveaux de corrélations qui existent entre les économies de chacun des pays où les entreprises produisent. Tel que mentionné précédemment, l'indice HERCOR de cette étude sera pondéré à l'aide du PIB réel annuel de chacun des pays entre 1980 et 2012. Ainsi, les données de PIB réel ont été récoltées par l'entremise du site web de la Banque mondiale.

3.6. Collecte des données pour construire l'indice de perception de corruption

Cette étude tente aussi de vérifier si le niveau de perception de corruption d'un pays peut expliquer les résidus de la variation de la volatilité des rendements des titres d'entreprise du secteur des ressources (voir section 4.4). Pour ce faire, le niveau de corruption d'un pays a été déterminé par le rang de ce pays dans l'indice « Corruption Perception Index » de l'organisme *Transparency International* entre 1995 et 2013. Cet indice classe chacun des pays et territoires sur la perception de la corruption de son secteur public par l'entremise de sondages et études de corruption. Les données de cet indice ont été collectées par l'entremise même du service d'assistance aux requêtes de *Transparency International*. Le choix de cet indice réside dans sa rigoureuse méthodologie, la disponibilité des données sur une longue période de temps et la facilité d'obtenir ces données.

3.7 Collecte des données pour déterminer les betas sans effets de levier

Étant donnée la relation positive qui existe entre le coefficient *Beta* d'un titre (premier facteur du modèle de Fama-French) ainsi que du niveau d'endettement des entreprises, il est important de retirer l'effet de levier dans le coefficient *Beta* pour éviter la présence de multicollinéarité. Pour retirer l'impact de l'endettement, il est important de connaître le taux de taxation effectif des entreprises évaluées dans l'étude. Ainsi, le taux de taxation effectif utilisé représente le taux moyen effectif annuel de taxation pour chaque entreprise évaluée entre 1996 et 2013. Les données proviennent de la base de données de S&P Capital IQ. Les années où les entreprises avaient un taux de taxation négatif ont été retirées de la moyenne en raison de l'aberration créée.

3.8 Collecte des données pour déterminer l'impact de la variation de la volatilité des prix des commodités

Afin de valider les résultats, cette étude vérifiera si l'utilisation de la variation de la volatilité des prix des commodités en lieu et place des rendements des prix des

commodités dans la régression de contrôle modifie les résultats. Pour ce faire, la volatilité trimestrielle des prix commodités présentées dans le tableau 7 sera utilisée. Cependant, il a été impossible de déterminer la volatilité trimestrielle pour le charbon, le LNG et le fer étant donné que ces dernières ne sont pas transigées en bourse à l'échelle mondiale (prix varie par région) ou bien qu'elles n'ont pas un historique de données remontant jusqu'à 1995. La méthode d'évaluation pour ce test sera donc légèrement différente de la méthode initiale.

4. Méthodologie

Une fois l'ensemble des données de production récoltées, il est possible de procéder à la création de la mesure de diversification. Tel que mentionné, cette étude utilisera l'indice de concentration Herfindahl, dans une version modifiée pour prendre en considération les corrélations entre les rendements des économies de deux pays, appelé HERCOR (Herfindahl-Corrélation). Elle permet de pondérer en premier lieu l'indice de dispersion géographique en fonction de la proportion de la production venant d'un pays. Dans un deuxième temps, elle tient compte de la corrélation entre les différentes économies pour donner une valeur de dispersion beaucoup plus représentative des risques sous-jacents à la concentration géographique. Cependant, avant de pouvoir créer l'indice de concentration géographique HERCOR, il est tout d'abord obligatoire de trouver une mesure qui permet de pondérer les différentes ressources extraites par les entreprises dans un même pays. Cette étape sera davantage décrite dans la section 4.1. Puis, la partie 4.2. du travail explique comment l'approche d'un modèle multifactoriel peut être utilisée pour déterminer si la diversification géographique de la production impacte la volatilité des rendements. Par la suite, la création de l'indice HERCOR sera expliquée plus en détail dans la section 4.3. Puis, dans la section 4.4, on cherchera à voir si la facilité de faire des affaires dans un pays (impact politique et législatif) – caractérisée dans cette recherche par le rang des entreprises dans l'indice du « IC » de Transparency International – impacte la volatilité des rendements à travers un modèle multifactoriel. Enfin, la section 4.5 présente la méthode de création du modèle de régression en données de PANEL fixe.

4.1. Méthode de création de la diversification géographique de production.

Afin de pouvoir pondérer le poids de la production de chacune des commodités d'une entreprise à l'intérieur d'un seul pays, il a été convenu de choisir le prix moyen de la commodité au cours du trimestre en question comme variable de contrôle (voir tableau 7 pour obtenir une vue plus précise des prix des commodités choisies). Ce choix s'explique tout d'abord par la facilité d'accès à la mesure de pondération en raison de sa cotation sur les marchés boursiers pour l'ensemble de la période étudiée. De plus, cette

mesure permet une bonne approximation, car elle est un critère primordial dans la décision d'une entreprise d'investir massivement dans de nouvelles installations pour extraire la ressource. Enfin, celle-ci donne une pondération du portefeuille de commodités qui se rapproche de la segmentation des revenus des différentes entreprises, reflétant ainsi davantage leur situation financière.

4.2. Établissement d'un modèle multifactoriel pour contrôler les autres facteurs ayant un impact significatif sur la volatilité des rendements

Afin de pouvoir isoler la variable de la diversification géographique de la production, il est important de contrôler les autres éléments pouvant influencer la volatilité des rendements (voir section – variable à contrôler). Le modèle multifactoriel de *Fama et French* (1992 ; appelé Fama French) est un moyen prouvé pour décrire les rendements des titres. Il est présenté dans l'équation 1 pour l'entreprise *i* au temps *j*.

$$(1) \quad R_{(i,j)} - R_{f_j} = a_i + (R_{m_j} - R_{f_j}) * \beta_{i(i,j)} + HML_j * H_{(i,j)} + SMB_j * S_{(i,j)}$$

Ce modèle en données transversales, à la différence du MÉDAF, tient compte en plus des facteurs de taille des entreprises et du type de firme analysée (entreprise de croissance ou entreprise de valeur), permettant ainsi une explication plus précise des rendements que ne le fait le MÉDAF. Cependant, il sera adapté dans cette étude pour tenir compte du fait que nous évaluerons plutôt la variation de la volatilité des rendements, que l'espérance de ceux-ci. De plus, elle sera modifiée en y intégrant des variables de contrôle supplémentaires ayant une influence significative sur les rendements des titres, soient la variation des prix des commodités produites et la variation de l'endettement des sociétés (Dette totale/Avoir des actionnaires total). Cependant, comme le modèle tient compte dans la même régression des variables d'endettement des sociétés et du coefficient *Beta* du modèle du MÉDAF, il y a présence de multicolinéarité étant donné l'impact de l'endettement sur le MÉDAF (*Modigliani-Miller* (1958) et *Hamada* (1969)). Pour éviter ce phénomène, le coefficient *Beta* du MÉDAF sera ajusté pour retirer l'effet de levier dans la même équation en fonction de la formule de *Damodaran* (1994) et ainsi éviter de créer un

biais sur le coefficient β_4 . De cette façon, il sera possible d'isoler la volatilité non expliquée par ces variables de contrôle et c'est sur cette volatilité résiduelle que les tests de cette étude seront effectués. Ce modèle est donc d'une importance cruciale pour isoler l'impact de la diversification géographique de la production sur la volatilité des rendements face à d'autres éléments ayant des effets significatifs sur la variable dépendante. Il faut prendre note que la variation de la volatilité des rendements Y ($R(vol)$) représente le changement d'un trimestre à l'autre de la volatilité trimestrielle du titre d'une entreprise comme présenté dans l'équation 2 avec i représentant l'entreprise en question et j la période temporelle correspondante. Les variables d'endettement (lev) et de prix des commodités ($commodité$) ont aussi été régressées en fonction de leurs variations comparées à leurs périodes antérieures respectives $t-1$, à l'instar de l'équation 2.

$$(2) \quad R(vol)_{(i,j)} = \frac{Y_{(i,j)}}{Y_{(i,j-1)}}$$

Un exemple du modèle est présenté dans l'équation 3 avec i représentant l'entreprise en question et j la période temporelle correspondante.

$$(3) \quad R(vol)_{(i,j)} \\ = a_i + R(rf)_j + HML_j * \beta_1 + SMB_j * \beta_2 + R(Rm - Rf)_j / (1 \\ + (1 - \overline{\text{Tax}}_i) * (lev_{i,j})) * \beta_3 + R(lev)_{i,j} * \beta_4 + R(commodité 1)_j \\ * \beta_5 + R(commodité 2)_j * \beta_6 + \dots + \varepsilon_{i,j}$$

De plus, le modèle utilisé prend en considération les erreurs standardisées robustes pour éviter tout impact potentiel d'hétéroscédasticité ou d'autocorrélation sur les résidus pouvant venir biaiser les résultats par la suite.

4.2.1. Cas spéciaux pour les entreprises produisant des agrégats

Dans l'échantillon utilisé, deux entreprises, Eagle Materials Corporation (NYSE:EXP) et Martin Marietta Materials Inc. (NYSE:MLM), produisent des minéraux non métalliques appelés agrégats et utilisés principalement dans l'industrie de la construction. Comme les prix des agrégats (sable, gravier, pierres etc.) ne sont pas

disponibles publiquement et qu'il est impossible de connaître la composition exacte de l'unité d'agrégats vendue par ces entreprises, le modèle régressé ne comporte pas de variables de contrôle pour le prix de ces commodités. Ils seront donc uniquement régressés sur les trois facteurs de Fama French, ainsi que sur leurs niveaux d'endettement.

4.2.2. Exemple de régression du modèle multifactoriel

Pour déterminer la volatilité excédentaire (résidus) pour l'entreprise canadienne aurifère Barrick Gold (TSX:ABX), représentée dans le modèle par la variable d'erreur ε , il faut tout d'abord tenir compte des trois variables principales du modèle de Fama French, soient HML, SMB et le rendement excédentaire du marché ($R_m - R_f$). Puis, comme démontré précédemment, il faut tenir compte de la variation du niveau d'endettement des firmes à chacun des trimestres, ce qui est démontré dans le modèle par la variable « lev » (pour effet de levier). Par la suite, comme Barrick Gold est un producteur principal d'or et de cuivre, on doit aussi tenir compte de la variation des prix de ces commodités durant la période étudiée. Le détail précis de la formule est présenté dans l'équation 4 ci-dessous. Enfin, une fois que toutes les variables de contrôle sont identifiées, il est possible d'obtenir les résidus ($\varepsilon_{(i,j)}$) pour chacune des périodes j et chacune des entreprises i .

$$\begin{aligned}
 (4) \quad R(vol)_{(i,j)} &= a_i + R(rf)_j + HML_j * \beta_1 + SMB_j * \beta_2 + R(Rm - Rf)_j / (1 \\
 &+ (1 - \overline{\text{Tax}}_i) * (lev_{i,j})) * \beta_3 + R(lev)_{i,j} * \beta_4 + R(Or)_j * \beta_5 \\
 &+ R(Cuivre)_j * \beta_6 + \dots + \varepsilon_{i,j}
 \end{aligned}$$

4.2.3. Modèle utilisant la variation de la volatilité trimestrielle d'un indice de commodité au lieu des rendements des prix des commodités.

Afin de valider les résultats, cette étude vérifiera si ceux-ci sont similaires lorsqu'on remplace la variation des prix des commodités « R(commodité 1) » dans l'équation 3 par la variation de la volatilité des prix des commodités « R(vol C1) ». La nouvelle formule est présentée en équation 5. Cette modification permet de vérifier, sur une

même base, l'impact de la variation de la volatilité des prix des commodités sur la variation de la volatilité des rendements du titre boursier au lieu d'utiliser seulement la variation du prix des commodités.

$$\begin{aligned}
 (5) \quad R(vol)_{(i,j)} &= a_i + R(rf)_j + HML_j * \beta_1 + SMB_j * \beta_2 \\
 &+ \frac{R(Rm - Rf)_j}{1 + (1 - \overline{\text{Tax}}_i) * (lev_{i,j})} * \beta_3 + R(lev)_{i,j} * \beta_4 + R(vol C1)_j * \beta_5 \\
 &+ R(vol C2)_j * \beta_6 + \dots + \varepsilon_{i,j}
 \end{aligned}$$

Cependant, la méthode utilisée doit être légèrement modifiée pour tenir compte du fait qu'il est impossible de répertorier la volatilité trimestrielle du charbon, du fer et du LNG, soit sous une base de fonds négocié en bourse ou de contrat à terme actif transigé internationalement (prix souvent régional) et ce depuis 1995. Dès lors, ce test a utilisé deux méthodes différentes pour vérifier si la conclusion est similaire. Dans un premier cas, les entreprises produisant du charbon ou du fer (Teck Resources, Eldorado Gold et Cliff Natural Resources) ont été retirées de l'échantillon. Prendre note que le LNG a arbitrairement été gardé afin d'avoir un échantillonnage d'au moins 25 compagnies. Dans un deuxième cas, l'étude utilise le rendement des prix des commodités pour ces trois variables et la volatilité des prix des commodités pour les dix autres commodités dans l'équation 5.

4.3. Indice Herfindahl – Corrélation (HERCOR)

Dans cette étude, l'indice Herfindahl sera utilisé comme mesure de la diversification géographique de la production des entreprises. Cet indice sera toutefois amélioré en utilisant les corrélations des taux de croissance réels des différentes économies durant la période 1980-2010 pour ainsi obtenir une mesure pondérée de l'indice Herfindahl, appelée Herfindahl-Corrélation (HERCOR). L'indicateur utilisé pour le calcul de la corrélation entre les pays est le taux de croissance des PIB réels annuels nationaux. La principale raison de ce choix réside dans la disponibilité des données sur une longue période pour l'ensemble des pays couverts de même que dans le fait que cette mesure

permet de refléter le stade de développement d'un pays au niveau économique et le lien commercial qu'il peut avoir avec d'autres pays.

4.3.1. Calcul des corrélations entre les pays

Grâce au site internet de la Banque mondiale, il est facile d'obtenir l'ensemble des données de croissance annuelle des PIB nationaux pour la totalité des pays représentés dans l'échantillon. Ainsi, pour chaque entreprise, nous établirons une matrice de corrélation incluant chacun des pays dans lequel l'entreprise exploite des ressources sur une période de 33 ans chevauchant la durée de l'étude, soit de 1980 à 2013. Un exemple de matrice de corrélation pour l'entreprise Apache Corp est fourni dans le tableau 9 ci-dessous.

Tableau 9 : Exemple de matrice de corrélation entre les PIB nationaux des pays dans lesquels Apache Corp produit (sous forme triangulaire)

	États-Unis	Canada	Argentine	Royaume-Uni	Égypte	Australie	Chine
États-Unis	1	0,8528	0,0568	0,6905	-0,1304	0,3178	0,2684
Canada	0	1	-0,1326	0,6514	-0,0575	0,4824	0,2120
Argentine	0	0	1	0,0034	-0,1696	-0,3219	0,4033
Royaume-Uni	0	0	0	1	-0,0940	0,3515	0,3944
Égypte	0	0	0	0	1	0,0747	0,0335
Australie	0	0	0	0	0	1	-0,0199
Chine	0	0	0	0	0	0	1

4.3.2. Construction de l'indice HERCOR.

Ayant maintenant en main nos matrices de corrélations entre pays et les données de production par entreprise, il est possible de calculer l'indice Herfindahl commun et ensuite de le pondérer. La méthodologie utilisée pour calculer l'indice HERCOR se décrit comme suit :

1. Calculer le pourcentage de la production par pays au cours de la période pour chaque firme.
2. Mettre ces pourcentages en un vecteur colonne X comptant n pays, de taille $(n,1)$.

3. Calculer Z, la matrice de production multipliée ($X \cdot X^T$) de taille (n,n). On se servira uniquement de la matrice triangulaire.
4. Prendre Y, la matrice triangulaire des corrélations entre les pays pour la même firme, de taille (n,n).
5. Multiplier terme à terme la matrice Y avec la matrice Z, soit $Y \cdot Z$ pour obtenir une matrice triangulaire H de taille (n,n).
6. Faire la sommation de tous les termes de la matrice H pour obtenir la valeur de l'indice HERCOR.
7. Répéter l'expérience pour chaque période et chaque firme afin d'obtenir 73 valeurs d'HERCOR pour chacune des 50 firmes.

L'exemple fictif ci-dessous présente le calcul du HERCOR pour le premier trimestre de 2013 de l'entreprise énergétique Apache Corp (NYSE : APA).

1. Voici la répartition de la production pour Apache Corp pour 1T13 (tableau 10).

Tableau 10 : Production de APA au cours de 1T13	
Pays	Pourcentage de la production à 1T13
États-Unis	44%
Canada	9%
Argentine	4%
Royaume-Uni	15%
Égypte	22%
Australie	6%
Chine	0%

2. Mettre les données en vecteur colonne (7 x 1) pour obtenir X. (Ceci est déjà fait).
3. Calculer la matrice Z, provenant de $X \cdot X^T$ et ne garder que la matrice triangulaire (tableau 11).

Tableau 11 : Matrice Triangulaire Z de production par pays

	États-Unis	Canada	Argentine	Royaume-Uni	Égypte	Australie	Chine
États-Unis	0,1936	0,0396	0,0176	0,066	0,0968	0,0264	0
Canada	0	0,0081	0,0036	0,0135	0,0198	0,0054	0
Argentine	0	0	0,0016	0,006	0,0088	0,0024	0
Royaume-Uni	0	0	0	0,0225	0,033	0,009	0
Égypte	0	0	0	0	0,0484	0,0132	0
Australie	0	0	0	0	0	0,0036	0
Chine	0	0	0	0	0	0	0

4. Prendre la matrice Y présentant la corrélation entre les différents pays (tableau 12).

Tableau 12 : Matrice Triangulaire Y de corrélation entre les pays

	États-Unis	Canada	Argentine	Royaume-Uni	Égypte	Australie	Chine
États-Unis	1	0,85	0,06	0,69	-0,13	0,32	0,27
Canada	0	1	-0,13	0,65	-0,06	0,48	0,21
Argentine	0	0	1	0,00	-0,17	-0,32	0,40
Royaume-Uni	0	0	0	1	-0,09	0,35	0,39
Égypte	0	0	0	0	1	0,07	0,03
Australie	0	0	0	0	0	1	-0,02
Chine	0	0	0	0	0	0	1

5. Multiplier terme à terme les matrices Y et Z, pour obtenir la matrice H (tableau 13).

Tableau 13 : Matrice H de multiplication de la production par la corrélation

	États-Unis	Canada	Argentine	Royaume-Uni	Égypte	Australie	Chine
États-Unis	0,194	0,034	0,001	0,046	-0,013	0,008	0
Canada	0	0,0081	-0,0005	0,0088	-0,0011	0,0026	0
Argentine	0	0	0,0016	2,05608E-05	-0,0015	-0,0008	0
Royaume-Uni	0	0	0	0,0225	-0,0031	0,0032	0
Égypte	0	0	0	0	0,0484	0,0010	0
Australie	0	0	0	0	0	0,0036	0
Chine	0	0	0	0	0	0	0

6. Faire la somme de l'ensemble des termes de la matrice H pour obtenir la valeur de HERCOR. Pour le 1T13, le HERCOR de Apache Corp vaut 0.3625.

7. Répéter ainsi pour l'ensemble des périodes pour chacune des entreprises de l'échantillon.

4.4. Indice de corruption perçue de Transparency International

Dans une autre mesure, il pourrait être intéressant de vérifier si le niveau de corruption perçu dans un pays explique la volatilité des rendements des titres, en fonction de l'indice « Corruption Perception Index » de *Transparency International*. En effet, ce classement détermine chaque année le niveau de corruption selon la perception de la corruption du secteur public national. Ainsi, il serait intéressant de savoir si la position moyenne de ces pays dans le classement, sous la pondération en fonction du pourcentage de la production totale que représente ce pays pour une entreprise en particulier pendant la période analysée, influence la volatilité des rendements. Le but de ce test est de mettre en lumière l'étude de *La Porta, Lopez-de-Silanes, Shleifer et Vishny* (LLSV) (1997), qui démontre qu'il existe une relation significativement positive entre la protection offerte aux investisseurs et la taille des marchés des capitaux, autant quant à la dette qu'au marché des actions, et donc prouve la présence d'un certain risque politique.

Pour réaliser ce dernier test, il sera tout d'abord primordial de dresser la liste des différents pays dans lesquels les entreprises exploitent diverses ressources naturelles. Dans un deuxième temps, il faut calculer le classement moyen d'une entreprise, pondéré en fonction de la proportion de la production totale de l'entreprise provenant de ce pays durant le trimestre, pour chacun des 73 trimestres et chacune des 50 entreprises. Fait à noter, comme le « Corruption Perception Index » n'est disponible que sur une base annuelle, il a été choisi d'inscrire le rang annuel d'un pays dans l'indice à chacun des trimestres composant cette année. L'annexe 3 présente le rang pondéré de chacune des entreprises dans le classement de l'indice de perception de corruption de *Transparency International* au cours de la période étudiée. Pour une

compréhension supplémentaire de la création de la variable dépendante utilisée, veuillez vous référer à l'exemple dans la section 4.4.1.

4.4.1. Exemple de création de l'indice de corruption perçue « IC ».

Dans cet exemple, on montrera comment il faut calculer l'indice de perception de corruption « IC » pour la société Anadarko Petroleum (NYSE : APC), entreprise qui exploite du pétrole et du gaz naturel au Canada, aux États-Unis et en Algérie au cours du premier trimestre de 2013. Dans un premier temps, il est primordial d'identifier le rang annuel ($Rang_{pays}$) du Canada, des États-Unis et de l'Algérie au cours de l'année 2013, ainsi que la proportion moyenne (X_{pays}) de la production venant de chacun de ces pays par rapport à la production totale de l'entreprise au cours du même trimestre (prendre note que Anadarko ne produisait pas au Canada durant 1T13). Puis, il faut multiplier le rang de chacun des pays par la proportion de la production venant de ce pays, afin de calculer la moyenne pondérée. Enfin, il faut additionner chacun des facteurs afin de trouver l'indice « IC » pour Anadarko Petroleum, représenté par CPI_{APC} . Les détails précis de la formule sont présentés dans l'équation 6.

$$(6) \quad CPI_{APC} = X_{USA} * Rang_{\text{EU}} + X_{Canada} * Rang_{Canada} + X_{Algérie} * Rang_{Algérie}$$

$$CPI_{APC} = 85.0\% * 19e + 0\% * 9e + 15.0\% * 94e$$

$$CPI_{APC} = 30.25$$

4.5. Création du modèle de la régression en données de PANEL fixe

4.5.1 Corrections à effectuer avec données de PANEL

Pour tenir compte du caractère bidimensionnel de la régression à effectuer, le modèle utilisé tiendra compte de données en PANEL (séries en coupe et séries temporelles), c'est-à-dire 50 firmes sur 73 trimestres. Lorsque l'on se sert de telles données, on suppose que les paramètres des régressions ne changent pas dans le temps et qu'ils ne diffèrent pas à travers les différentes firmes. Ces hypothèses sont probablement fausses, ce qui engendrera un biais dans nos résultats. De cette façon, afin de corriger

l'effet firmes et l'effet temporel, il sera inclus dans chacune de nos régressions 50 variables binaires pour chacune des entreprises, qui vaudront 1 pour une entreprise particulière et 0 pour les autres. Ainsi, chacune des variables binaires firmes (nommées BinF) devrait avoir 73 valeurs de 1 et 3 650 valeurs de 0. De plus, le modèle comptera 73 autres variables binaires pour chacun des trimestres, qui vaudront 1 lorsque la période évaluée correspondra au trimestre et 0 autrement. De cette façon, ces variables binaires temps (nommées BinT) auront 50 valeurs de 1 et 3 672 valeurs 0. Ces variables binaires capteront les effets firmes et temps spécifiques afin que le coefficient de la mesure de diversification internationale ne capte que l'effet de la diversification et non l'effet spécifique des firmes.

4.5.2. Correction pour l'autocorrélation et l'hétéroscédasticité dans les régressions finales.

Tout comme lors de la construction du modèle multifactoriel pour les variables de contrôle, il faut tenir compte du fait que les régressions de données en coupe peuvent être biaisées en raison de la présence d'hétéroscédasticité des résidus et d'autocorrélation. Nous avons donc effectué les tests de Durbin-Watson et de Breusch-Pagan pour trouver que les régressions avec HERCOR et IC comme variables explicatives présentent toutes deux de l'autocorrélation négative, entraînant donc des biais dans les résultats. Nous avons tout d'abord décidé de procéder à la correction de modèle par l'ajout d'une variable décalée par une période (AR 1) pour éliminer le biais d'autocorrélation (voir exemple du modèle à l'équation 7). Suite à cette correction, nous avons effectué le test de Breusch-Pagan afin d'évaluer la présence d'hétéroscédasticité. Nous remarquons que les données ne présentent pas d'hétéroscédasticité. Cependant, nous procéderons quand même avec les erreurs standardisées robustes (fonction robustfit dans matlab) pour éliminer certaines valeurs extrêmes et améliorer l'ajustement du modèle.

4.5.3. Modèle de régression avec l'indice HERCOR

Pour évaluer l'impact de la diversification géographique de la production sur les variations de la volatilité des rendements des entreprises du secteur des ressources, une

régression en données de PANEL fixe peut être appliquée, car nous avons une matrice en deux dimensions (73, 50) représentant la volatilité excédentaire des rendements (résidus), ainsi qu'une autre matrice bidimensionnelle (73, 50) d'indice HERCOR, représentant le niveau de diversification géographique des entreprises de ressources. Cependant, la régression en données de PANEL nécessite que nous décomposions les matrices HERCOR et de résidus des rendements de la volatilité des rendements (50 x 73) en un vecteur de 3 650 x 1, pour ainsi avoir l'effet global du HERCOR sur les résidus de l'équation initiale en une seule régression. Cependant, tel que mentionné ci-dessus, il faut ajouter à cette régression les variables binaires BinF et BinT qui permettent de contrôler les effets firmes et temps dans celle-ci, de façon à créer une série en PANEL. De plus, la variable autorégressive $RV_{(j-1)}$ est ajoutée pour retirer l'autocorrélation. La régression effectuée est présentée dans l'équation 7 où RV représente les résidus de la volatilité des rendements en fonction de l'entreprise i et du temps j et ε les résidus robustes.

$$(7) \quad RV = \alpha + \beta_1 R(\text{HERCOR}) + \beta_2 \text{BinF} + \dots + \beta_{52} \text{BinF} + \beta_{53} \text{BinT} + \dots + \beta_{126} \text{BinT} + RV_{(j-1)} + \varepsilon$$

Suivant la littérature classique de Hughes, Logue et Sweeney (1975), on serait en droit de s'attendre à ce qu'une augmentation de la concentration géographique de la production (variation du HERCOR à la hausse) entraîne une augmentation du risque total (volatilité des rendements) des entreprises du secteur de ressources présentes dans le pays. Il serait ainsi logique d'obtenir un coefficient bêta positif lors de la régression.

Enfin, le niveau de significativité du coefficient beta (β_1) de la fonction permettra de déterminer si l'impact de la variable dépendante est significatif sur la relation.

4.5.4. Modèle de régression avec l'indice de Corruption IC de *Transparency International*

Pour évaluer l'impact de la perception de corruption d'un pays sur la volatilité des rendements des entreprises du secteur des ressources présentes dans ce pays, une régression en données de PANEL fixe peut aussi être appliquée puisque nous avons une matrice en deux dimensions (73, 50) représentant la volatilité excédentaire des rendements (résidus), ainsi qu'une matrice bidimensionnelle (73, 50) de rang moyen pondéré du niveau de corruption de chacune des entreprises. Cependant comme dans le test du HERCOR, il faut recomposer les deux matrices 73 x 50 en deux matrices 3650 x 1 pour ainsi permettre d'obtenir l'effet global de l'indice de corruption sur la volatilité excédentaire des rendements en une seule régression. Enfin, on ajoute aussi à celle-ci les vecteurs binaires BinF et BinT pour contrôler les effets de firmes et de temps. La régression effectuée est présentée dans l'équation 8 avec RV, représentant les résidus des rendements de la volatilité des rendements, comme variable dépendant et ε , les résidus robustes.

$$(8) \text{RV}_{(j)} = \alpha + \beta_1 R(\text{IC})_{(j)} + \beta_2 \text{BinF}_{(j)} + \dots + \beta_{52} \text{BinF}_{(j)} + \beta_{53} \text{BinT}_{(j)} + \dots + \beta_{126} \text{BinT}_{(j)} \\ + \text{RV}_{(j-1)} + \varepsilon_{(j)}$$

Selon l'étude de LLSV, on serait en droit de s'attendre à ce qu'une augmentation du rang moyen pondéré de corruption entraîne une augmentation du risque total (volatilité des rendements) des entreprises du secteur de ressources présentes dans le pays. En d'autres termes, il serait logique d'obtenir un coefficient bêta un (β_1) positif lors de la régression.

Par ailleurs, le niveau de significativité du coefficient beta de la fonction permettra de vérifier si l'impact de la variable dépendante est significatif sur la relation.

5. Résultats

Voici donc les résultats des régressions effectuées. Rappelons que l'on peut trouver à l'annexe 1 la liste des firmes utilisées dans l'élaboration de l'échantillon menant à ces résultats. Nous ne présenterons pas les résultats pour les 73 variables binaires de temps, les 50 variables binaires de firmes ainsi que les variables autorégressives (AR1), mais elles sont toujours incluses à moins d'avis contraire. L'analyse de ces résultats est présentée à partir de la section 5.2. La section 5.1 présente les résultats de la régression de contrôle.

Veillez prendre note que les résultats présentés ci-dessous ont été corrigés pour l'autocorrélation et l'hétéroscédasticité grâce à un modèle AR1 (l'étude utilise la méthode de Durbin Watson pour rejeter la présence d'autocorrélation) et à la méthode de Breusch-Pagan respectivement. L'étude utilise aussi des erreurs standards robustes pour améliorer les résultats.

La section 5.5. présente une série de tests de robustesse.

5.1. Résultats des régressions de contrôle.

L'annexe 5 présente les coefficients betas des différentes régressions de contrôle (équation 3) effectuées individuellement pour chacun des titres dans l'échantillon. Elles ont été obtenues sous la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO), sous forme robuste. Ainsi, chacune des variables présentes est significative. Malgré le fait que chacune des régressions possède des régresseurs communs (HML, SMB, Leverage, Beta sans levier et Rf), il faut comprendre qu'une régression unique ne peut être utilisée pour l'ensemble des entreprises, car on doit trier les variables afin de ne garder uniquement les commodités produites par chaque entreprise spécifique. Sans cette modification, le nombre accru de variables indépendantes viendrait diminuer le degré de liberté des résultats et minerait par le fait même ces-derniers.

5.2. Résultats concernant l'indice HERCOR de diversification géographique de la production.

Suite à l'analyse du tableau 14 présentant l'impact de la variation de l'indice de diversification géographique de la production (HERCOR) sur les résidus des rendements de la volatilité des rendements des entreprises, par l'entremise d'une régression en données de PANEL fixe, il n'est pas possible de rejeter l'hypothèse nulle. En effet, la valeur-p du coefficient B1 (0,7790) est supérieure à 10%. Néanmoins, malgré l'influence non significative de l'indice HERCOR, on distingue que le coefficient β_1 est positif, démontrant qu'il y aurait davantage un impact positif de la diversification géographique de production d'une entreprise sur la volatilité des rendements des titres boursiers : plus l'entreprise est concentrée géographiquement, plus ses rendements sont volatiles. Cette relation, si elle était significative, viendrait donc soutenir les résultats de *Hughes, Logue et Sweeney (1975)* qui plaident que la diversification géographique de la production serait une façon pour un dirigeant de réduire le niveau de risque total de son entreprise. Nos résultats sont toutefois en ligne avec ceux de *Mikhail and Shawky (1979)* et *Goldberg and Heflin (1995)* qui disent que la diversification géographique n'a que peu d'effet sur le risque des entreprises. Ces derniers demeurent aussi identiques lorsque la régression est faite avec l'hypothèse d'un modèle MCO (sans variables binaires ; tableau 23 en annexe 4).

Les graphiques des variables HERCOR et de résidus des rendements de la volatilité sont présentés dans la figure 2.

Tableau 14 : Résultats de la régression en données de PANEL fixe des résidus des variations de la volatilité des rendements boursiers des entreprises exploitant des ressources naturelles sur les rendements de l'indice de diversification géographique de la production HERCOR. Modèle avec variable autorégressive de premier ordre (AR1).

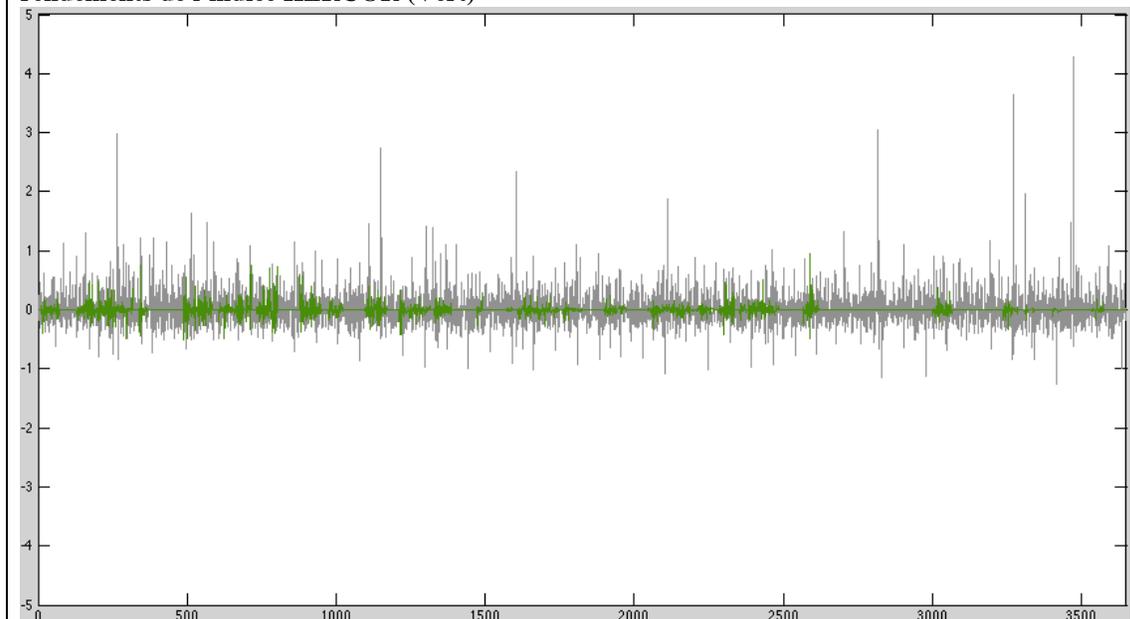
Y= Résidus des rendements de la volatilité des rendements boursiers (73x50)

B1= Rendements de l'indice HERCOR (73x50)

Régression statistique	
R	0,6092
R carré	0,3712
R carré ajusté	0,3487
Nombre total de cas	3 650

	Coefficients	Erreurs standards robustes	Valeur-p
Ordonnée à l'origine	0,4432	0,0458	6,5095 E-22
B1	0,0148	0,0526	0,7790

Figure 2 : Présentation des 3650 données des résidus des rendements de la volatilité (Gris) et des rendements de l'indice HERCOR (Vert)



Source : Matlab

5.3. Résultats concernant l'indice de perception de corruption de Transparency International

En analysant le tableau 15 et donc le niveau de significativité de la variation de l'indice de perception de corruption pondéré des entreprises sur les résidus des

rendements de la volatilité des rendements, par l'entremise d'une régression en données de PANEL fixe, il n'est pas possible de rejeter l'hypothèse nulle. En effet, la valeur-p du coefficient B1 (0,1240) n'est pas significative même à un niveau de confiance de 90%.

De plus, malgré l'impact non significatif de la variation du niveau de perception de corruption, on remarque que le coefficient β_1 est négatif. Ceci démontrerait, dans le cas d'une régression significative, qu'il y aurait davantage un impact négatif suite à l'augmentation du niveau de corruption d'un pays sur la volatilité des rendements des titres boursiers, ce qui serait contraire aux constats de LLSV. Néanmoins, il nous est impossible de porter un jugement pour supporter ou infirmer les résultats obtenus dans l'étude de *La Porta, Lopez-de-Silanes, Shleifer et Vishny* (LLSV) (1997). Notre étude peine à démontrer que le niveau de corruption d'un pays, indicateur du niveau de risque politique de ce dernier, influe sur la volatilité non expliquée des rendements des titres d'entreprises du secteur des ressources. Les graphiques des variables dépendantes et indépendantes sont présentés dans la figure 3. Ce résultat est aussi identiques lorsque la régression est faite avec l'hypothèse d'un modèle MCO (sans variables binaires ; tableau 24 en annexe 4).

Tableau 15: Résultat de la régression de PANEL des résidus des variations de la volatilité des rendements boursiers des entreprises exploitant des ressources sur les rendements du niveau de perception de corruption dans les pays où les entreprises exploitent les ressources. Modèle avec variable autorégressive de premier ordre (AR1).

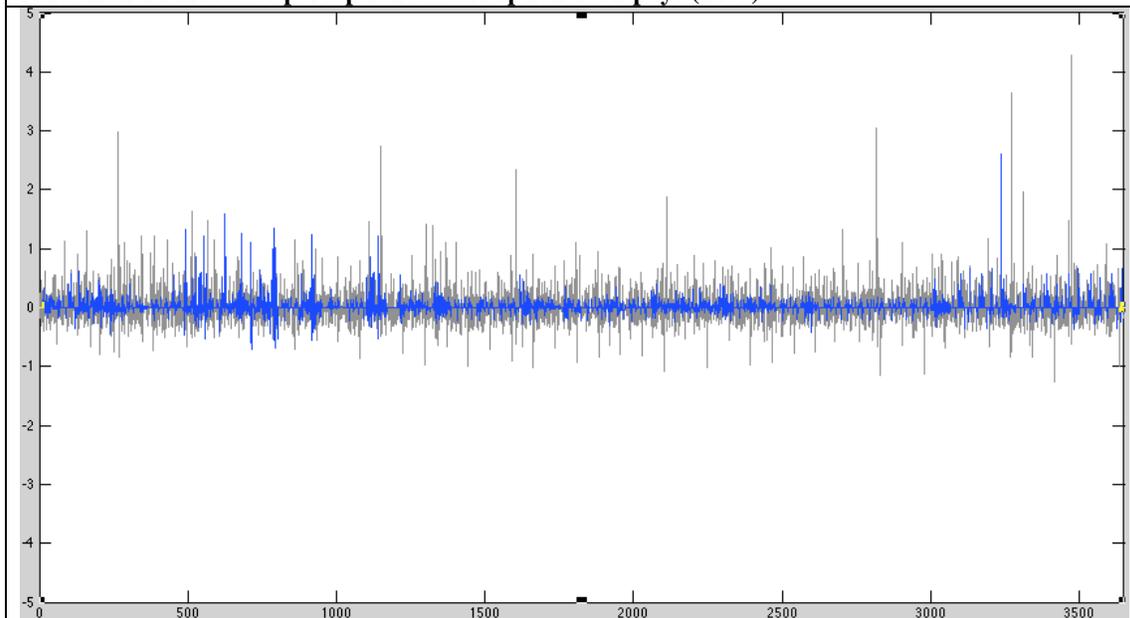
Y= Résidus des rendements de la volatilité des rendements boursiers (73x50)

B1= Rendements de l'indice Corruption (73x50)

Régression statistique			
R	0,6094		
R carré	0,3714		
R carré ajusté	0,3491		
Nombre total de cas	3 650		

	Coefficients	Erreurs Standards robustes	Valeur-p
Ordonnée à l'origine	0,4418	0,0458	8,9327 E-22
B1	-0,0506	0,0329	0,1240

Figure 3 : Présentation des 3650 données des résidus des rendements de la volatilité (Gris) et des rendements l'indice de perception de corruption d'un pays (Bleu)



Source : Matlab

5.4. Résultats concernant la combinaison de l'indice HERCOR et de l'indice de corruption perçue

Suite à l'analyse du tableau 16 et donc du niveau de significativité de la variation de l'indice de diversification géographique de la production HERCOR des entreprises et de l'indice de perception de corruption de pays de *Transparency International* sur les résidus des rendements de la volatilité des rendements, grâce à une régression en données de PANEL fixe, il est impossible de rejeter l'hypothèse nulle pour les deux variables même avec un niveau de confiance de 90 %. Ainsi, avec une valeur-p de valeur 0,8274, on ne peut toujours pas dire que la variation de la diversification géographique de la production impacte la variation de la volatilité des rendements des entreprises de façon significative même lorsque l'on ajoute la variable faisant état de la perception de corruption dans un pays. De plus, dans le cas où l'impact aurait été significatif, l'indice HERCOR possède un coefficient β_1 négatif, démontrant qu'il y aurait davantage un impact négatif résultant de la diversification géographique de production d'une entreprise sur la volatilité des rendements des titres boursiers ; plus l'entreprise est concentrée géographiquement, moins ses rendements sont volatiles. Ce résultat aurait supporté les conclusions de *Kwok et Reeb (2000)* ainsi que *Krapl (2015)*

alors que toutes choses étant égales par ailleurs, une entreprise plus concentrée géographiquement présenterait une plus forte volatilité des rendements qu'une entreprise diversifiée au niveau de sa production. Ceci dit, les résultats trouvés sont similaires à ceux de *Mikhail et Shawky* (1979) et *Goldberg and Heflin* (1995) en ce qui attrait à la diversification internationale.

Le tableau 16 montre aussi que la variation de l'indice de perception de corruption d'un pays n'a pas d'impact significatif sur la variation de la volatilité des rendements à un niveau de confiance de 90 %, alors que la valeur de la valeur-p de 0,1315 est supérieure au seuil critique de 10%. Dès lors, il nous est impossible de valider ou d'infirmer les résultats obtenus dans la littérature financière incluant l'étude de *La Porta, Lopez-de-Silanes, Shleifer et Vishny* (LLSV) (1997), alors qu'une entreprise oeuvrant dans des pays où la perception de corruption est plus élevée devrait s'attendre à une réduction de la volatilité des rendements de son titre.

Tableau 16 : Résultat de la régression de PANEL des résidus des variations de la volatilité des rendements boursiers des entreprises exploitant des ressources naturelles sur les rendements de l'indice HERCOR de diversification géographique de la production et sur les rendements du niveau de perception de corruption dans les pays où les entreprises exploitent les ressources. Modèle avec variable autorégressive de premier ordre (AR1).

Y= Résidus des rendements de la volatilité des rendements boursiers (73x50)

B1= Rendements de l'indice HERCOR (73x50)

B2= Rendements de l'indice Corruption (73x50)

Régression statistique	
R	0,6096
R carré	0,3716
R carré ajusté	0,3491
Nombre total de cas	3 650

	Coefficients	Erreurs standards robustes	Valeur-p
Ordonnée à l'origine	0,4417	0,0458	9,7261 E-22
B1	-0,0122	0,0559	0,8274
B2	-0,0528	0,0350	0,1315

5.5. Tests de robustesse

5.5.1 Élimination des entreprises non-diversifiées de l'échantillon

Afin de tester la validité du choix du test de Herfindahl-Corrélation, nous avons effectué des modifications à l'échantillon en retirant toutes les entreprises n'ayant aucune diversification géographique et donc ayant leur production dans un seul pays au cours de la période étudiée. L'échantillon retenu ne tient compte que des 35 entreprises ayant une production de ressources dans plus d'un pays. Le test a été réalisé sur l'ensemble des variantes présentées entre les sections 5.2 à 5.3. Cependant, par souci de présentation, nous n'afficherons ici que le test tenant compte à la fois des variables de l'indice HERCOR et de l'indice de perception de corruption de la section 5.4. Le tableau 17 présente les résultats. Prenez note que les résultats obtenus aux sections 5.2 et 5.3 sont validés, alors qu'aucun des coefficients n'avait d'impact significatif sur la variation de la volatilité des rendements, lorsque pris individuellement.

Tableau 17 : Résultat de la régression de PANEL des résidus des variations de la volatilité des rendements boursiers des entreprises diversifiées exploitant des ressources naturelles sur les rendements de l'indice HERCOR de diversification géographique de la production et sur les rendements du niveau de perception de corruption dans les pays où les entreprises exploitent les ressources. Modèle avec variable autorégressive de premier ordre (AR1).

Y= Résidus des rendements de la volatilité des rendements boursiers (73x35)

B1= Rendements de l'indice HERCOR (73x35)

B2= Rendements de l'indice Corruption (73x35)

Régression statistique	
R	0,6131
R carré	0,3759
R carré ajusté	0,3475
Nombre total de cas	2 555

	Coefficients	Erreurs standards robustes	Valeur-p
Ordonnée à l'origine	0,4718	0,0524	4,1173 E-19
B1	-0,0385	0,0609	0,5279
B2	-0,0344	0,0416	0,4081

Avec cette lecture, on remarque qu'encore une fois aucun coefficient n'a d'impact significatif, ce qui supporte les résultats obtenus à la section 5.4 lorsque les entreprises non diversifiées géographiquement étaient conservées dans l'échantillon. De plus, on remarque que les coefficients du HERCOR et de corruption sont demeurés négatifs ; s'ils avaient été significatifs, ils insinueraient que plus une entreprise est concentrée géographiquement, moins ses rendements sont volatiles. Les coefficients R carré et R carré ajusté de 0,3759 et 0,3475 sont respectivement supérieurs à ceux de la régression incluant les entreprises non diversifiées (section 5.4) indiquant que le modèle semble légèrement mieux spécifié.

5.5.2 Résultats par division sectorielle.

Par la suite, les régressions ont été effectuées en séparant l'échantillon en deux sous-groupes, soient les entreprises minières et énergétiques. De cette façon, le sous-groupe d'entreprises minières regroupe 16 sociétés du secteur, tandis qu'il y a 34 entreprises énergétiques dans l'autre sous-groupe.

5.5.2.1 Les entreprises minières

Pour ce qui est des entreprises minières, les conclusions sont non significatives à l'égard de l'indice HERCOR alors que ce dernier demeure non-significatifs lorsque qu'il est évalué seul (comme à la section 5.2) ou combiné à l'indice de perception de corruption (comme à la section 5.4). Dès lors, lorsqu'on se concentre uniquement sur les sociétés minières, les résultats sont similaires aux résultats de *Mikhail et Shawky* (1979) ainsi que *Goldberg and Heflin* (1995) qui trouvent des effets ambigus de la diversification internationale sur la volatilité des rendements.

Cependant, l'indice de perception de corruption impacte significativement de manière négative la volatilité des rendements des entreprises minières lorsque ce dernier est évalué de manière individuelle (comme à la section 5.3) ou combiné avec l'indice HERCOR (comme à la section 5.4 ; tableau 18). En effet, sa valeur-p de 0,0941 est significative avec un niveau de confiance de 90% dans le modèle multivarié ; le résultat est aussi valide à un niveau de confiance de 90% dans le modèle univarié mais

n'est toutefois pas significatif à un niveau de confiance de 95%. On note de plus que le R carré de 0,4285 laisse présager des résultats plus valides que ceux de la section 5.4.

Ainsi, il semblerait qu'une entreprise minière opérant dans des pays où le niveau de perception de corruption est élevé possède des rendements moins volatiles, *caeteris paribus*. Ce constat vient donc contredire l'étude de *La Porta, Lopez-de-Silanes, Shleifer et Vishny* (LLSV) (1997), alors qu'une entreprise oeuvrant dans des pays où la perception de corruption est plus élevée devrait s'attendre à une augmentation de la volatilité des rendements de son titre. Ce résultat pourrait peut-être s'expliquer par la qualité supérieure des ressources et réserves minières et pétrolières dans les pays jugés plus à risque au niveau de la perception de corruption. Il se pourrait que ces pays, en raison de la perception supplémentaire de risque politique, aient fait l'objet de moins d'exploration pétrolière et minière que les pays où la perception de corruption est plus faible, laissant sur place plusieurs gisements de qualité inexploités. Ainsi, une entreprise qui décide de produire dans un pays ayant une perception de corruption plus élevée, pourrait y avoir trouvé des qualités supérieures de gisement qui, *caeteris paribus*, réduiraient les coûts de production sur la durée de vie du projet. Ces entreprises ayant donc des coûts de production plus faibles ou d'excellentes réserves seraient donc peut-être moins affectées par les variations dans les prix des commodités.

Toutefois, l'analyse de la même régression sous le méthode des moindres carrés ordinaires (OLS ; présentée en annexe 4 – tableau 25) jette de l'ombre sur ce constat, car les résultats ne sont plus significatifs. Il semblerait donc que les conclusions soient mitigées à ce sujet.

Tableau 18 : Résultat de la régression de PANEL des résidus des variations de la volatilité des rendements boursiers des entreprises minières sur les rendements de l'indice HERCOR de diversification géographique de la production et les rendements du niveau de perception de corruption dans les pays où les entreprises exploitent les ressources, en version robuste. Modèle avec variable autorégressive de premier ordre (AR1).

Y= Résidus des rendements de la volatilité des rendements boursiers des sociétés minières (73x16)

B1= Rendements de l'indice HERCOR (73x16)

B2= Rendements de l'indice Corruption (73x16)

Régression statistique	
R	0,6546
R carré	0,4285
R carré ajusté	0,3796
Nombre total de cas	1168

	Coefficients	Erreurs standards robustes	Valeur-p
Ordonnée à l'origine	-0,1817	0,0699	0,0095
B1	0,0019	0,0737	0,9797
B2	-0,0797	0,0376	0,0941*

5.5.2.2 Les entreprises énergétiques

Relativement aux sociétés énergétiques, il semblerait que l'indice HERCOR impacte significativement de manière négative la variation de la volatilité des rendements alors que le coefficient *B1* est significatif lorsque évalué individuellement (comme à la section 5.2) et avec l'indice de corruption (référence à la section 5.4). En effet, le coefficient possède une valeur-p de 0,0552 dans le modèle multivarié (tableau 19) et de 0,0298 dans le modèle univarié. Ainsi, alors qu'il ne semble y avoir aucune incidence sur celles des compagnies minières, la variation de la volatilité des rendements des sociétés énergétiques est impactée par l'indice HERCOR de diversification géographique. Cependant, on note une relation significativement négative, alors qu'une augmentation de la diversification géographique semble créer une augmentation de la volatilité des rendements, ce qui corrobore les résultats de *Krapf* (2015) ainsi que *Kwok et Reeb* (2000). Ce constat pourrait être expliqué par le fait qu'une entreprise diversifiée géographiquement possède probablement plus de projets qu'une entreprise concentrée étant donné qu'elle produit dans chaque pays où elle est installée. Ainsi, il se pourrait que cette entreprise soit plus à risque de

défaillance ou de succès opérationnels qui pourraient faire bouger le titre boursier davantage à travers le temps.

De plus, ce résultat semble être confirmé par les résultats trouvés dans la régression sous la méthode des moindres carrés ordinaires (tableau 26 en annexe 4) alors que l'indice HERCOR est significativement négatif avec un niveau de confiance de 99%.

Pour ce qui est de l'indice de corruption, aucun n'impact significatif n'a été trouvé en ce qui a trait aux sociétés énergétiques autant dans le modèle univarié que multivarié (avec un niveau de confiance de 90%). Ceci vient donc supporter les résultats trouvés dans les sections 5.3 et 5.4. Par surcroît, ces résultats ne nous permettent pas de valider ou d'infirmier l'étude de *La Porta, Lopez-de-Silanes, Shleifer et Vishny* (LLSV) (1997).

De plus, ces chiffres semblent être confirmés par les résultats trouvés dans la régression sous la méthode des moindres carrés ordinaires (tableau 26 en annexe 4) alors que l'indice HERCOR est significativement négatif avec un niveau de confiance de 99%. L'indice de corruption avec cette méthode demeure encore non-significatif.

Tableau 19 : Résultat de la régression de PANEL des résidus des variations de la volatilité des rendements boursiers des entreprises énergétiques sur les rendements de l'indice HERCOR de diversification géographique de la production et sur les rendements du niveau de perception de corruption dans les pays où les entreprises exploitent les ressources, en version robuste. Modèle avec variable autorégressive de premier ordre (AR1).

Y= Résidus des rendements de la volatilité des rendements boursiers des sociétés énergétiques (73x34)

B1= Rendements de l'indice HERCOR (73x34)

B2= Rendements de l'indice Corruption (73x34)

Régression statistique	
R	0,6377
R carré	0,4067
R carré ajusté	0,3792
Nombre total de cas	2 482

	Coefficients	Erreurs standards robustes	Valeur-p
Ordonnée à l'origine	-0,1426	0,0512	0,0054
B1	-0,1112	0,0579	0,0552*
B2	0,0121	0,0395	0,7598

5.5.2.3 Constat pour les sociétés minières et énergétiques

Ainsi, on remarque que lorsqu'on divise l'échantillon en fonction du secteur d'activité (minière et énergétique), il est possible de trouver un impact d'une des deux variables indépendantes sur la variation de la volatilité des rendements. Dans un premier temps, il semblerait que la volatilité des rendements des sociétés minières soit impactée significativement de manière négative par une variation de la perception de corruption. À l'inverse, les sociétés d'énergie semblent être impactées significativement de façon négative par une variation de l'indice de diversification géographique. Ainsi, il semblerait qu'il y existe des divergences par sous-secteur qui viendraient contrebalancer les résultats obtenus lorsqu'on les regroupe ensemble. Cependant, le résultat significatif de l'indice IC pour les sociétés minières peut être mis en doute par sa non-significativité lors du test par la méthode des MCO (tableau 26).

5.5.3 Vérification du risque de taux de change.

Par ailleurs, il a été tenté de vérifier si les résultats demeuraient les mêmes après une analyse plus poussée du risque de taux de change. Afin d'évaluer ce risque, il a été décidé de retirer l'ensemble de la production canadienne de chacune des entreprises dans le calcul de l'indice pondéré HERCOR et de la remplacer par la valeur 0 pour l'ensemble des valeurs temporelles, entraînant ainsi une diversification nulle n'interférant pas dans le calcul du HERCOR ni du coefficient de perception de corruption. Les nouveaux coefficients HERCOR et de corruption ont ensuite été calculés de la même manière que dans les calculs initiaux. La décision de retirer la production canadienne pour vérifier le risque de taux de change provient du fait que les calculs de pondération en fonction du prix des commodités sont basés sur le prix des commodités en dollars canadiens (monnaie de référence tel que démontré dans le tableau 7 section 3.3). De cette façon, comme aucune entreprise ne produit au Canada sous cette méthode, ces dernières font toutes face à un risque de taux de change alors qu'elles reçoivent leurs revenus en dollars canadiens et produisent en devises étrangères. Les résultats pour les valeurs indépendantes combinées ont été présentés dans le tableau 20. Veuillez noter que les résultats pour les régressions, lorsque les

variables indépendantes sont prises séparément, demeurent similaires aux résultats initiaux (section 5.1 et 5.2) et non significatifs.

Tableau 20: Résultat de la régression de PANEL des résidus des variations de la volatilité des rendements boursiers des entreprises énergétiques sur les rendements de l'indice HERCOR de diversification géographique de la production pondéré en retirant la production canadienne ainsi que sur les rendements du niveau de perception de corruption dans les pays où les entreprises exploitent les ressources. Modèle avec variable autorégressive de premier ordre (AR1).

Y= Résidus des rendements de la volatilité des rendements boursiers, excluant la production canadienne (73x50)

B1= Rendements de l'indice HERCOR (73x50)

B2= Rendements de l'indice Corruption (73x50)

Régression statistique	
R	0,6094
R carré	0,3714
R carré ajusté	0,3489
Nombre total de cas	3 650

	Coefficients	Erreurs standards robustes	Statistique t
Ordonnée à l'origine	0,4258	0,0502	3,2466 E-17
B1	0,0158	0,0208	0,4476
B2	-0,0506	0,0329	0,1247

Les résultats présentés dans le tableau 20 viennent confirmer les résultats obtenus dans la section 5.3. Ainsi, il semblerait que le risque de taux de change n'influence pas significativement les variations de la volatilité des rendements lorsqu'on évalue sur les indices HERCOR et IC avec un niveau de confiance de 90 %.

Néanmoins, on distingue que les coefficients R carré et R carré ajusté sont légèrement plus faibles que dans les résultats initiaux laissant croire que le retrait des données de la production canadienne semble créer un modèle moins bien spécifié. De plus, lorsque la même régression est effectuée avec la méthode des moindres carrés ordinaires, on remarque que les variables HERCOR et perception de corruption ne sont toujours pas significatifs (voir annexe 4 tableau 27).

5.5.4 Vérification des résultats lors de l'intégration des variables HERCOR et IC dans les 50 régressions de contrôle.

Dans un autre ordre d'idée, il a été tenté de vérifier si l'impact des coefficients HERCOR et IC était similaire à ceux de la section 5.4 si l'on intégrait ces coefficients dans les régressions de contrôle (équation 3). L'équation 8 présente les modifications effectuées à l'équation 3.

$$\begin{aligned}
 (8) \quad R(vol)_{(i,j)} &= a_i + R(rf)_j + HML_j * \beta_1 + SMB_j * \beta_2 \\
 &+ \frac{R(Rm - Rf)_j}{1 + (1 - \overline{Tax}_i) * (lev_{i,j})} * \beta_3 + R(lev)_{i,j} * \beta_4 + R(HERCOR)_{i,j} \\
 &* \beta_5 + R(IC)_{i,j} * \beta_6 + R(commodité 1)_j * \beta_7 + R(commodité 2)_j \\
 &* \beta_8 + \dots + \varepsilon_{i,j}
 \end{aligned}$$

À travers les 50 régressions de contrôle, on note que seulement deux d'entre elles montrent un impact significatif de l'indice HERCOR et deux autres présentent un impact significatif de l'indice IC. Cependant, aucune de ces régressions ne présente, à la fois, un impact significatif des indices HERCOR et IC. Dès lors, nous restons prudents quant à la conclusion d'un impact significatif de ces deux variables sur la variation de la volatilité des rendements des titres boursiers. Les résultats de l'équation 8 viennent donc plutôt supporter ceux de la méthodologie initiale (section 5.4).

5.5.5 Vérification des résultats lors de l'utilisation de la variation de la volatilité trimestrielle d'un indice de commodité au lieu des rendements des prix des commodités.

Cette section présente les résultats des modifications effectuées dans la section 4.2.3, lorsque la variation de la volatilité trimestrielle des prix des commodités remplace les rendements des prix des commodités dans la régression initiale. La méthodologie subséquente est similaire à celle appliquée dans les sections 5.2 à 5.4 afin de vérifier l'impact des variables HERCOR et IC sur la volatilité trimestrielle des prix des titres. Les résultats de l'impact de l'indice HERCOR et de l'indice IC sont présentés dans les

tableau 21 et 22 en fonction des deux méthodologies utilisées, telles qu'expliquées à la section 4.2.3.

Tableau 21: Résultat de la régression de PANEL des résidus des variations de la volatilité des rendements boursiers des entreprises exploitant des ressources sur les rendements de l'indice HERCOR et du niveau de perception de corruption dans les pays où les entreprises exploitent les ressources. Modèle utilisant la variation de la volatilité trimestrielle par l'élimination des compagnies produisant du Charbon ou du Fer. Modèle avec variable autorégressive de premier ordre (AR1).

Y= Résidus des rendements de la volatilité des rendements boursiers (73x47)

B1= Rendements de l'indice HERCOR (73x47)

B2= Rendements de l'indice Corruption (73x47)

Régression statistique			
R	0,5952		
R carré	0,3543		
R carré ajusté	0,3312		
Nombre total de cas	3 525		

	Coefficients	Erreurs Standards robustes	Valeur-p
Ordonnée à l'origine	0,3688	0,0084	5,001 E-17
B1	0,0036	0,0670	0,9466
B2	-0,0185	-0,5539	0,5797

Le tableau 21 présente les résultats lorsque la régression initiale utilise la variation de la volatilité trimestrielle tout en enlevant les compagnies produisant du fer et du charbon. En analysant les résultats, on constate que ces derniers sont similaires à ceux de la méthodologie initiale (section 5.4) alors que les rendements de l'indice et HERCOR et IC ne sont pas significatifs. Maintenant voyons voir si les résultats changent lorsque la deuxième méthode de construction de l'équation 5 est utilisée.

Tableau 22: Résultat de la régression de PANEL des résidus des variations de la volatilité des rendements boursiers des entreprises exploitant des ressources sur les rendements de l'indice HERCOR et du niveau de perception de corruption dans les pays où les entreprises exploitent les ressources. Modèle utilisant la variation de la volatilité trimestrielle comme variable de contrôle et le prix des commodités pour le fer, le charbon et le LNG. Modèle avec variable autorégressive de premier ordre (AR1).

Y= Résidus des rendements de la volatilité des rendements boursiers (73x50)

B1= Rendements de l'indice HERCOR (73x50)

B2= Rendements de l'indice Corruption (73x50)

Régression statistique			
R	0,5992		
R carré	0,3590		
R carré ajusté	0,3361		
Nombre total de cas	3 650		

	Coefficients	Erreurs Standards robustes	Valeur-p
Ordonnée à l'origine	0,4171	0,0089	7,06 E-19
B1	0,0091	0,1583	0,8742
B2	-0,0507	-1,4150	0,1571

Le tableau 22 présente les résultats lorsque la régression de contrôle utilise la variation de la volatilité trimestrielle des prix des commodités pour 10 des 13 commodités ainsi que la variation des prix des commodités pour le charbon, le fer et le LNG. Comme pour la première méthode, on constate que l'impact subséquent des indices HERCOR et IC n'est toujours pas significatifs. Les résultats viennent donc supporter ceux obtenus à la section 5.4.

Dès lors, on peut ainsi conclure que le fait de remplacer la variation des prix des commodités dans l'équation de contrôle initiale (équation 3) par la variation de la volatilité des prix des commodités (équation 5) ne change pas l'impact de l'indice HERCOR et de l'indice IC sur la variation de la volatilité des rendements trimestriels des titres boursiers. Les deux méthodes utilisées pour mesurer la variation de la volatilité des prix des commodités donnent les mêmes résultats.

6. Conclusion

Cette étude a tenté de dresser un portrait exhaustif de l'impact de la diversification géographique de la production des entreprises énergétiques et minières sur la volatilité des rendements.

Dans un premier temps, les résultats de la section 5.2 montrent qu'il est impossible de conclure que la diversification géographique de la production (sous une mesure HERCOR ; variable indépendante) impacte significativement la variation de la volatilité des rendements boursiers (variable dépendante) lorsque l'on contrôle pour les facteurs de Fama-French (Beta, SML et HML) ainsi que pour les variables de contrôle d'endettement, de prix des matières premières produites et les effets firmes et temps. Bref, une augmentation de la diversification géographique n'entraîne pas nécessairement une baisse de la volatilité des rendements. Ces résultats, différents de l'hypothèse de départ se basant sur les travaux de *Fatemi* (1984) ainsi que *Hugues, Logue et Sweeney* (1975), sont similaires à ceux de *Mikhail et Shawky* (1979) ainsi que *Goldberg and Heflin* (1995) qui trouvent des effets ambigus de la diversification internationale sur la volatilité des rendements.

Par ailleurs, on remarque à la section 5.3 que lorsqu'on tente de vérifier l'impact du risque politique des pays dans lesquels les entreprises exercent une production, avec l'indice de perception de corruption d'un pays de Transparency International, sur la volatilité des rendements boursiers des entreprises, il demeure impossible d'affirmer qu'il existe un lien significatif entre les deux variables lorsque les facteurs (variables de contrôle) mentionnés dans le paragraphe précédent sont pris en compte. Dès lors, il nous est impossible de confirmer ou d'infirmer les résultats des études comme celles de *La Porta, Lopez-de-Silanes, Shleifer et Vishny* (LLSV) (1997), qui laisse présager qu'une entreprise oeuvrant dans des pays où la perception de corruption est plus élevée devrait s'attendre à une réduction de la volatilité des rendements de son titre.

Ces résultats demeurent identiques lorsqu'on combine les deux variables (HERCOR et de corruption) dans la même équation multifactorielle (voir section 5.4) alors qu'aucune des deux variables n'est encore une fois significative.

Afin de valider nos résultats, plusieurs tests de robustesse ont été effectués pour tenter de déterminer s'il y existait une relation entre les variables HERCOR et IC avec la variation de la volatilité des rendements des titres boursiers.

Dans un premier temps, on a cherché à voir si les résultats demeureraient semblables en retirant les entreprises produisant dans un seul pays. Le constat démontre qu'encore une fois, aucune des deux variables n'est significative, ce qui vient valider les résultats des sections 5.2 à 5.4. Ainsi, il ne semblerait pas que le fait d'être diversifié entre deux ou plusieurs pays a un impact significatif sur la volatilité des rendements, et ce pour les entreprises minières et d'énergie.

Par ailleurs, lorsqu'on divise l'échantillon en deux sous-groupes représentant chacun des deux secteurs à l'étude dans cette recherche, les résultats présentent des relations significatives, mais contrastées. Pour le sous-groupe minier, une relation significativement négative a été découverte pour la variable de perception de corruption. Ainsi, il semblerait qu'une entreprise minière exploitant dans des pays où le niveau de perception de corruption est élevé possède des rendements moins volatiles, *caeteris paribus*. Ce constat viendrait donc à l'encontre des résultats de l'étude de *La Porta, Lopez-de-Silanes, Shleifer et Vishny (LLSV) (1997)*, alors qu'il semblerait qu'une entreprise qui œuvre dans des pays où le niveau de corruption perçu (représentant le risque politique) est plus élevé ait une variation plus faible de la volatilité de ses rendements boursiers. Ce résultat pourrait être expliqué par la qualité supérieure des gisements miniers inexploités dans les pays ayant une perception de corruption plus élevée, en raison peut-être d'un manque d'exploration minière. Toutefois, l'analyse de la même régression sous la méthode des moindres carrés ordinaires jette de l'ombre sur ce constat, car les résultats ne sont plus significatifs

(voir tableau 25 en Annexe 4). Ainsi, la conclusion d'une relation significative dans ce cas ci reste moins concluante.

À l'inverse, il semblerait que l'indice HERCOR impacte significativement de façon négative la variation de la volatilité des rendements des sociétés énergétiques, alors que le coefficient est significatif lorsque évalué individuellement (comme à la section 5.2) et avec l'indice de corruption (référence à la section 5.4). Cependant, à l'inverse des sociétés minières, il n'y aurait pas d'impact significatif provenant de la variation de l'indice de corruption perçu. Ainsi, ce constat sur l'indice HERCOR vient à l'encontre des hypothèses classiques de *Hugues, Logue et Sweeney (1975)* et *Fatemi (1984)*, mais supporte les travaux plus récents de *Krapf (2015)* ainsi que *Reeb et Kwok (2000)*. Ainsi, la variation de la volatilité (risque total) des rendements boursiers des sociétés énergétiques serait impactée significativement de manière négative par une augmentation de la concentration géographique de la production. En d'autres termes, plus les sociétés sont concentrées géographiquement, plus la variation de la volatilité des rendements est faible. Ce résultat pourrait être expliqué économiquement par le fait qu'une entreprise diversifiée géographiquement possède probablement plus de projets qu'une entreprise concentrée étant donné qu'elle produit dans chaque pays où elle est installée. Ainsi, il se pourrait que cette entreprise soit plus à risque de défaillance ou de succès opérationnels (étant donné son nombre total de projets) qui pourraient faire bouger le titre boursier davantage à travers le temps. À noter que la régression sous un modèle MCO confirme ce résultat (voir tableau 26 en Annexe 4).

Par ailleurs, les résultats de la section 5.2 à 5.4 demeurent identiques lorsqu'on soumet les variables à un contrôle du risque de taux de change. De plus, lorsque les mêmes régressions sont effectuées avec la méthode des moindres carrés ordinaires, on remarque que les variables HERCOR et de perception de corruption ne sont toujours pas significatives. Ainsi, il semblerait que le risque de taux de change n'influence pas significativement les variations de la volatilité des rendements lorsqu'on évalue sur les indices HERCOR et de corruption.

Puis, les résultats de la section 5.5.4 semblent venir corroborer ceux de la section 5.4 lorsqu'on intègre les variables HERCOR et IC dans la régression de contrôle initiale. Malgré le fait que les résultats de la méthodologie n'offre pas de conclusion claire, le fait que seulement 4 des 50 régressions de contrôle montrent un effet significatif laisse présager que l'impact des indices HERCOR et de IC sur la variation de la volatilité trimestrielle des titres boursiers n'est pas significatif, lorsqu'on contrôle pour les effets de l'endettement, des coefficients de Fama et French ainsi que du prix des commodités.

Enfin, lorsqu'on tente de remplacer la variation des prix des commodités dans l'équation de contrôle initiale (équation 3) par la variation de la volatilité des prix des commodités (équation 5), on constate que l'impact des indices HERCOR et IC sur la variation de la volatilité des rendements trimestriels des titres boursiers demeure encore une fois non-significatif (similaire à la section 5.4).

En conclusion, avec les résultats obtenus dans cette recherche, il nous est impossible de dire que la diversification géographique de la production ainsi que l'indice de perception de corruption dans le pays où l'entreprise produit ont un impact significatif sur la volatilité des rendements des sociétés de ressources. Ainsi, malgré quelques relations significatives lorsque l'on divise l'échantillon en fonction des deux secteurs d'activités, le fait d'avoir des résultats non significatifs lors des régressions sur variables uniques et combinées avec l'échantillon complet nous laisse croire que ces variables représentant la diversification géographique et le risque politique n'influencent pas significativement la variable dépendante. Ces résultats appuient donc ceux *Mikhail et Shawky* (1979) ainsi que *Goldberg and Heflin* (1995) qui trouvent des effets ambigus de la diversification internationale sur la volatilité des rendements. Cependant, ils ne nous permettent pas de porter un jugement sur ceux trouvés par *La Porta, Lopez-de-Silanes, Shleifer et Vishny* (LLSV) (1997) qui affirmaient qu'il existe un risque politique pouvant impacter la variation de la volatilité des rendements. Dès lors, un dirigeant d'entreprise devrait être indifférent devant l'idée de diversifier son portefeuille de production à travers différents pays pour tenter de réduire le risque de

son entreprise. La conclusion est similaire pour un banquier ou un fournisseur d'une société de ressources, alors qu'il ne devrait pas se soucier de voir une entreprise se diversifier géographiquement ou s'établir dans des pays ayant historiquement présenté un risque politique plus grand. Il est donc plus probable que les résultats de l'étude de Blose & Shieh (1995) de même que Baca, Garbe et Weiss (2000) ou Haugern et Wickern (1975), démontrant que la variation des prix des commodités produites par ces entreprises, la variation de la volatilité des autres compagnies du même secteur ainsi que l'endettement des sociétés représentent de meilleurs indicateurs de la variation de la volatilité des rendements boursiers de ces-dernières.

I. Bibliographie

- Baca, S., Garbe, L., Weiss, R., “*The Rise of Sector Effects in Major Equity Markets*”, *Financial Analysts Journal*, Septembre - Octobre 2000, Vol. 56, No. 5, p. 34-40
- Banque mondiale, “*Mesure de la réglementation des affaires*”, Page consultée le 28 novembre 2013, [En ligne], Adresse URL: <http://francais.doingbusiness.org/rankings>
- Blose, L., Shieh, J., “*The Impact of Gold Price on the Value of Gold Mining Stock*”, *Review of Financial Economics*, 1995, Vol. 4, No. 2 , p.125-139
- Burgman, T., “*An Empirical Examination of Multinational Corporate Capital structure*” *Journal of International Business Studies*, London, Third Quarter 1996.
- Coeurdacier, N., Guibaud, S., « *International portfolio diversification is better than you think* », *Journal of International Money and Finance*, 2011, 30, p.289-308
- Dastidar, P., “*International corporate diversification and performance: Does firm self-selection matter?*”, *Journal of International Business Studies* 40, 71-85 (January 2009).
- Denis, D., Denis, B., Yost, K., “*Geographic diversification, industrial diversification and the firm value*”. *Journal of Finance*, 57, 1951-1979
- Faff, R., Marshall, A. « *International Evidence on the Determinants of Foreign Exchange Rate Exposure of Multinational Corporations* », *Journal of International Business Studies*, Septembre 2005, Vol. 36, No. 5, p.539-558
- Fama, Eugene F.; French, Kenneth R., “*The Cross-Section of Expected Stock Returns*”. *Journal of Finance*, 1992, 47 (2): p.427–465
- Fatemi, A.M. « *Shareholder benefits from corporate international diversification.* », *The Journal of Finance*, 1984, 39, p.1325-1344.
- Fauver, L., Houston, J., Naranjo, A., « *Cross-country evidence on the value of corporate industrial and international diversification* ». *Journal of Corporate Finance* 10, 2004, 729-752.
- Felstein, M., Horioka, C., “*Domestic Saving and International Capital Flows*”, *The Economic Journal*, London, June 1980.
- French, Kenneth R., « *Fama French factors database* », Page consultée le 2 décembre 2013. [En ligne], Adresse URL : http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/data_library.html#Developed
- Goldberg, S.R., Heflin, F.L., “*The association between the level of international diversification and risk.*” *Journal of International Financial Management & Accounting*, 1995, 6, p.1-25.
- Grauer, R., Hakansson, N., Crouhy, M., “*Gains from International Diversification: 1968-85 Returns on Portfolio of Stocks and Bonds*”, Discussion, *Journal of Finance*, New York, Juillet 1987.
- Grubel, H., « *Internationally diversified portfolios: welfare gains and capital flows* » *American Economic Review*, 1968, 58 (4), p.1299–1314.

- Hamada, RS. « *Portfolio analysis, market equilibrium and corporation finance* ». *Journal of Finance*, 1969, 24:13–31.
- Haugen, R., Wichern, D., « *The Intricate Relationship Between Financial Leverage and the Stability of Stock Prices* », *The Journal of Finance*, Décembre 1975, Vol. 30, No. 5, p.1283-1292
- Huang, M., Lin, J. « *Do ETFs provide effective international diversification?* », *Research in international business and finance*, 2011, 25, p.335-344
- Hugues, J.S., Logue, D.E., Sweeney, R.J., “*Corporate International Diversification and Market Assigned Measures of Risk and Diversification.*” *The Journal of Financial and Quantitative analysis*, 1975, 10, p.627-637.
- Krapl, Alain., “*Corporate international diversification and risk*”, *International Review of Financial Analysis* 37 (2015), p.1-13
- Kumar, A., « *Do the diversification choices of individual investors influence stock returns?* », *Journal of Financial Markets*, 2007, 10, p.362-390
- La Porta, R., Lopez-De-Silanes, F., Shleifer, A., Vishny, R. (LLSV) « *Legal Determinants of External Finance* », *The Journal of Finance – Vol LII, NO.3*, July 1997, p.1131-1150
- Lessard, D.R., « *World, country and industry relationships in equity returns: implications for risk reduction through international diversification.* » *Financial Analysts Journal*, 1976, 32 (1), p.32–38.
- Levy, H., Sarnat, M., « *International diversification of investment portfolios* » *American Economic Review*, 1970, 60 (4), p.668–675.
- Lins, K., Servaes, H., “*International Evidence on the Value of Corporate Diversification*”. *The Journal of Finance – Vol. LIV, NO.6*, December 1999,
- Lintner, John (1965). « *The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets* », *Review of Economics and Statistics*, 47 (1), p.13-37.
- Markham Collins, J., “*A Market Performance Comparison of US Firms Active in Domestic, Developed and Developing Countries*”, *Journal of International Business Studies*, London, Second Quarter 1990.
- Markovitz, H., « *Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investments.* » New York 1959.
- Mikhail, A.D., Shawky, H.A. « *Investment performance of US-based multinational corporations* », *Journal of International Business Studies*, 1979, 10, p.53-66.
- Modigliani, F.; Miller, M., « *The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment* ». *American Economic Review*, 1958, 48 (3): 261–297.
- Olibe, K.O., Michello, FA., Thorne, J., « *Systematic risk and international diversification : An empirical perspective* », *International Review of Financial Analysis*, 2008, 17, p.681-698.
- Patte, A., « *L’impact de la diversification internationale des ventes sur la valeur de la firme* », *Mémoire de maîtrise ès sciences (M.Sc)*, HEC Montréal, Montréal, 2002

- Reeb, D. M., Kwok, C.C., « *Internationalization and firm risk : An upstream-downstream hypothesis* », *The Journal of International Business studies*, 2000, p.611-629.
- Reeb, D. M., Kwok, C.C., Baek, H.Y., « *Systematic risk of the multinational corporation.* » *Journal of International Business Studies*, 1998, p.263-279.
- Rua, A., Nunes, C. « *International comovement of stock market returns : A wavelet analysis* », *Journal of Empirical Finance*, 2009, 16, p.632-639
- Rugman, A., “*International diversification by financial and direct investment*”, *Journal of Economics and Business*, New York, Fall 1977
- Sharpe, William F. (1964). « *Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk* », *Journal of Finance*, 19 (3), p.425-442
- Solink, B., « *The international pricing of risk: an empirical investigation of the world capital market structure* » *Journal of Economic Theory*, 1974, 29 (2), p.365–378.
- Tobin, J., "Liquidity Preference as Behavior Towards Risk," *Review Economic Studies*, February 1952, 26, p.65-86.
- Vachani, S., “*Distinguishing Between Related and Unrelated International Geographic Diversification: A Comprehensive Measure of Global Diversification*”, *Journal of International Business Studies*, London, Second Quarter 1991.
- Van Agtmael, A., Errunza, V., “*Foreign Portfolio Investment in Emerging Securities Markets*” *Columbia journal of World Business*, New York, Summer 1982
- Wallace, J, “*Best practices in foreign exchange risk management*”, *TMA Journal*, Atlanta, Nov/Dec 1998.

II. Annexes

Annexe 1 – Présentation des données de l'échantillon

<u>Symbole boursier</u>	<u>Nom de l'entreprise</u>	<u>Inclus dans l'indice</u>	<u>Classification primaire d'industrie</u>	<u>Date du PAPE</u>	<u>Capitalisation boursière au 31 mars 2013 (M\$ CA)</u>
TSX:AEM	Agnico Eagle Mines Limited	S&P/TSX Composite Index	Matériaux	01-02-1976	7 184,3
NYSE:APC	Anadarko Petroleum Corporation	Russell 3000 Index	Énergie	09-08-1986	45 204,5
NYSE:APA	Apache Corp.	Russell 3000 Index	Énergie	01-02-1968	30 746,8
TSX:ABX	Barrick Gold Corporation	S&P/TSX Composite Index	Matériaux	05-03-1983	29 873,9
TSX:BTE	Baytex Energy Corp.	S&P/TSX Composite Index	Énergie	11-08-1993	5 222,7
NYSE:BRY	Berry Petroleum Co.	Russell 3000 Index	Énergie	07-07-1987	2 557,2
TSX:BNP	Bonavista Energy Corporation	S&P/TSX Composite Index	Énergie	09-29-1988	2 908,5
NYSE:COG	Cabot Oil & Gas Corporation	Russell 3000 Index	Énergie	02-08-1990	14 437,7
TSX:CNQ	Canadian Natural Resources Limited	S&P/TSX Composite Index	Énergie	05-17-1976	35 585,6
NYSE:CHK	Chesapeake Energy Corporation	Russell 3000 Index	Énergie	02-05-1993	13 399,1
NYSE:CVX	Chevron Corporation	Russell 3000 Index	Énergie	01-02-1968	234 792,4
NYSE:CLF	Cliffs Natural Resources Inc.	Russell 3000 Index	Matériaux	01-02-1968	3 085,0
NYSE:CDE	Coeur Mining, Inc.	Russell 3000 Index	Matériaux	05-24-1983	1 724,9
NYSE:COP	ConocoPhillips	Russell 3000 Index	Énergie	01-02-1968	74 640,9
NYSE:DVN	Devon Energy Corporation	Russell 3000 Index	Énergie	05-01-1992	23 299,6
NYSE :EXP	Eagle Materials Corporation	Russell 3000 Index	Matériaux	4/12/1994	4 019,2
TSX:ELD	Eldorado Gold Corp.	S&P/TSX Composite Index	Matériaux	12-02-1992	6 932,2
TSX:ECA	Encana Corporation	S&P/TSX Composite Index	Énergie	12-13-1972	14 549,8
NYSE:EGN	Energen Corp.	Russell 3000 Index	Énergie	01-02-1968	3 820,8
TSX:ERF	Enerplus Corporation	S&P/TSX Composite Index	Énergie	01-18-1990	2 956,4
NYSE:EOG	EOG Resources, Inc.	Russell 3000 Index	Énergie	10-04-1989	35 420,3
NYSE:EQT	EQT Corporation	Russell 3000 Index	Énergie	03-02-1964	10 374,9
NYSE:XOM	Exxon Mobil Corporation	Russell 3000 Index	Énergie	01-02-1968	410 661,4
NYSE:FCX	Freeport-McMoRan Copper &	Russell 3000	Matériaux	7/10/1995	31 975,5

	Gold Inc.	Index			
TSX:FM	First Quantum Minerals Ltd.	S&P/TSX Composite Index	Matériaux	09-16-1988	9 202,3
TSX:G	Goldcorp Inc.	S&P/TSX Composite Index	Matériaux	01-02-1981	27 776,2
NYSE:HL	Hecla Mining Co.	Russell 3000 Index	Matériaux	01-02-1968	1 149,1
NYSE:HES	Hess Corporation	Russell 3000 Index	Énergie	03-01-1964	24 664,9
TSX:IMO	Imperial Oil Ltd.	S&P/TSX Composite Index	Énergie	01-02-1976	35 192,3
TSX:K	Kinross Gold Corporation	S&P/TSX Composite Index	Matériaux	06-03-1993	9 176,5
NYSE:MRO	Marathon Oil Corporation	Russell 3000 Index	Énergie	01-02-1968	24 284,9
NYSE:ML M	Martin Marietta Materials Inc.	Russell 3000 Index	Matériaux	02-17-1994	4 761,3
NYSE:MUR	Murphy Oil Corporation	Russell 3000 Index	Énergie	01-02-1968	12 378,8
NYSE:NFX	Newfield Exploration Co.	Russell 3000 Index	Énergie	11-12-1993	3 031,7
NYSE:NEM	Newmont Mining Corporation	Russell 3000 Index	Matériaux	01-02-1968	21 165,5
NYSE:NBL	Noble Energy, Inc.	Russell 3000 Index	Énergie	06-10-1980	21 016,1
NYSE:OXY	Occidental Petroleum Corporation	Russell 3000 Index	Énergie	01-02-1968	64 221,7
TSX:PAA	Pan American Silver Corp.	S&P/TSX Composite Index	Matériaux	10-17-1984	2 531,2
TSX:POU	Paramount Resources Ltd.	S&P/TSX Composite Index	Énergie	11-30-1984	3 378,5
NasdaqGS: PDCE	PDC Energy, Inc.	Russell 3000 Index	Énergie	08-04-1987	1 494,6
TSX:PWT	Penn West Petroleum Ltd.	S&P/TSX Composite Index	Énergie	08-01-1980	5 265,2
NYSE:PXN	Pioneer Natural Resources Co.	Russell 3000 Index	Énergie	02-20-1991	16 727,9
NYSE:RRC	Range Resources Corporation	Russell 3000 Index	Énergie	05-01-1992	13 138,7
NYSE:SM	SM Energy Company	Russell 3000 Index	Énergie	12-16-1992	3 988,0
NYSE:SWN	Southwestern Energy Co.	Russell 3000 Index	Énergie	12-10-1981	13 261,7
NYSE:SWC	Stillwater Mining Co.	Russell 3000 Index	Matériaux	12-16-1994	1 550,9
NYSE:SGY	Stone Energy Corp.	Russell 3000 Index	Énergie	07-09-1993	1 089,8
TSX:TLM	Talisman Energy Inc.	S&P/TSX Composite Index	Énergie	03-03-1983	12 840,3
TSX:TCK.B	Teck Resources Ltd	S&P/TSX Composite Index	Matériaux	12-13-1972	16 670,9
NYSE:UNT	Unit Corporation	Russell 3000 Index	Énergie	11-18-1981	2 276,9

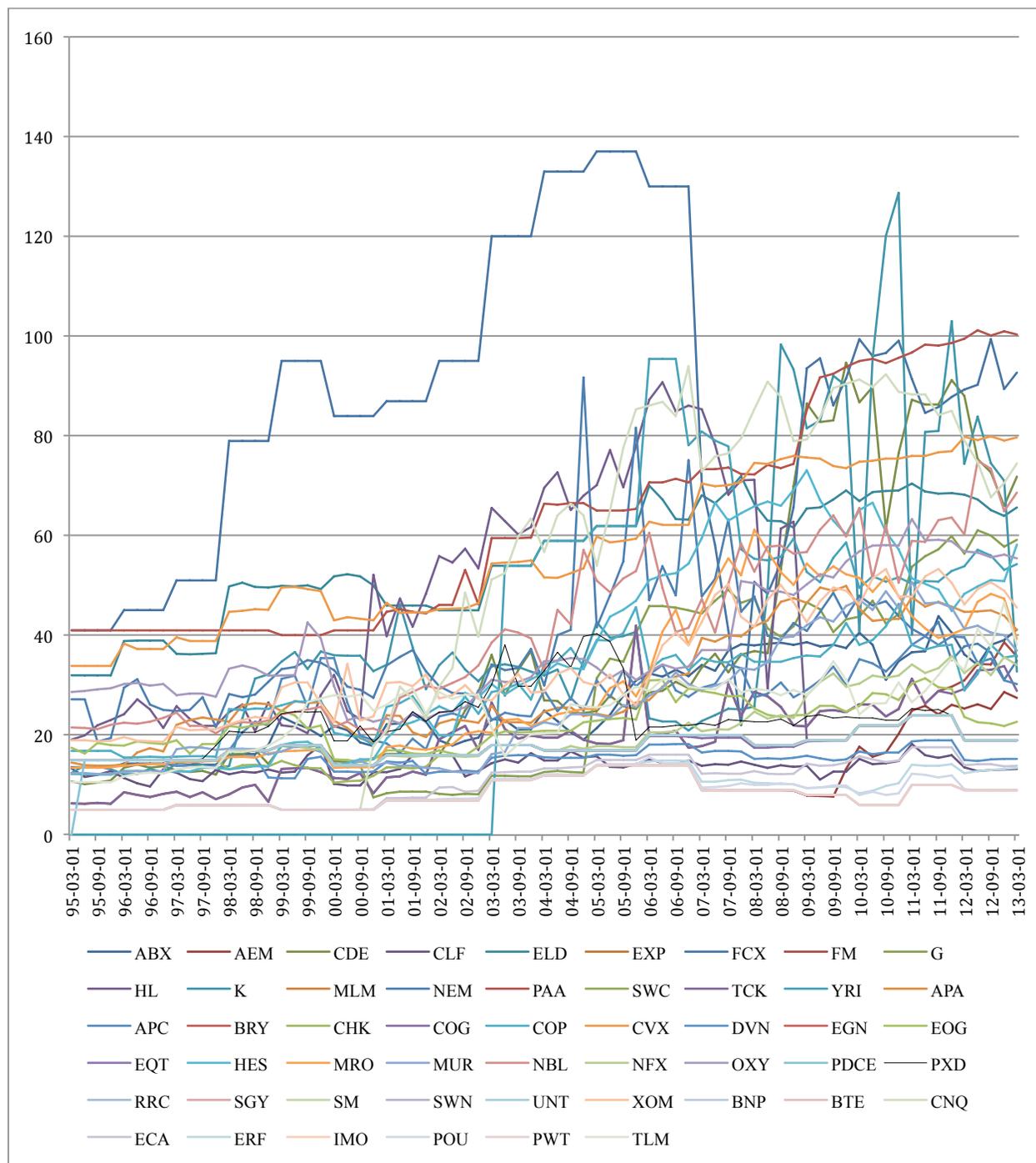
Source : S&P Capital IQ

**Annexe 2 – Nombre d'entreprises exploitant au moins une ressource par pays;
Moyenne et Écart-type de la croissance du PIB annuel entre 1980 et 2012**

Pays	Sociétés minières	Société d'énergie	Moyenne du PIB annuel	Écart-type du PIB annuel
Afrique du Sud	1	1	2,48	2,42
Algérie	0	3	2,69	2,31
Allemagne	0	1	1,76	1,96
Angola	0	2	5,28	8,27
Arabie Saoudite	0	2	2,96	5,07
Argentine	4	6	2,46	6,04
Australie	6	5	3,26	1,60
Azerbaïdjan	0	3	4,49	11,93
Bahreïn	0	1	4,28	4,32
Bangladesh	0	1	4,77	1,43
Bolivie	3	1	2,63	2,79
Brésil	3	2	2,76	3,37
Cameroun	0	1	2,73	4,82
Canada	9	22	2,52	2,14
Chili	7	0	4,91	4,23
Chine	1	6	9,93	2,75
Colombie	0	3	3,59	2,21
Côte d'Ivoire	0	1	1,09	3,92
Danemark	0	2	1,62	2,14
Égypte	0	3	4,86	2,09
Émirats arabes unis	0	1	3,92	7,08
Équateur	0	3	3,16	2,52
Espagne	1	1	2,41	2,10
Etats-Unis	13	29	2,61	2,05
Finlande	1	0	2,36	3,23
France	0	1	1,77	1,44
Gabon	0	3	2,27	5,48
Ghana	2	0	4,48	3,87
Grèce	1	0	1,18	3,30
Guatemala	1	0	2,87	2,17
Guinée équatoriale	0	2	12,50	18,38
Honduras	1	0	3,26	2,62
Inde	0	1	6,17	2,27
Indonésie	2	5	5,52	3,92
Iraq	0	2	4,80	13,41
Irlande	0	1	2,48	2,36

Israël	0	1	4,28	2,40
Kazakhstan	0	2	2,87	6,44
Koweït	0	1	3,88	10,64
Libye	0	2	3,60	3,12
Malaisie	0	4	5,97	3,84
Mauritanie	1	0	3,42	4,48
Mexique	7	0	2,71	3,67
Myanmar	0	1	5,81	5,82
Nigéria	0	3	3,75	4,94
Norvège	0	6	2,61	1,82
Nouvelle Zélande	2	0	2,33	1,98
Oman	0	1	6,02	5,17
Ouzbékistan	1	0	3,91	4,39
Pakistan	0	1	5,01	2,15
Papouasie Nouvelle-Guinée	1	2	3,32	5,14
Pays-Bas	0	3	2,16	1,88
Pérou	6	0	3,31	5,91
Philippines	0	1	3,34	3,42
Qatar	0	3	7,14	5,67
République démocratique du Congo	1	1	0,61	5,61
République dominicaine	2	0	4,71	3,69
République du Congo	0	2	4,19	6,22
Royaume-Uni	0	13	2,12	2,25
Russie	1	2	1,52	6,15
Soudan	0	1	4,07	5,36
Tanzanie	1	0	4,60	2,18
Tchad	0	2	5,43	9,27
Thaïlande	0	3	5,48	4,44
Timor oriental	0	1	5,39	4,94
Trinité-et-Tobago	0	3	2,35	5,49
Tunisie	0	1	4,17	2,56
Turquie	2	0	4,20	4,46
Venezuela	1	3	2,15	6,09
Vietnam	0	2	6,40	1,80
Yémen	0	2	3,96	3,36
Zambie	1	0	2,79	3,92
Zimbabwe	1	0	1,44	7,59

Annexe 3 – Évolution du rang pondéré du *Corruption Perception Index* de *Transparency International* entre 1995 et 2013.



Source : Matlab

Annexe 4 – Présentation sous forme de tableaux des résultats obtenus à partir des régressions supplémentaires sous la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO)

Tableau 23 : Résultat de la régression sous la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) et autorégressifs (AR2) des résidus des variations de la volatilité des rendements boursiers des entreprises diversifiées géographiquement sur les rendements de l'indice HERCOR de diversification géographique de la production.

Y= Résidus des rendements de la volatilité des rendements boursiers (73x50)

B1= Rendements de l'indice HERCOR (73x50)

Régression statistique	
R	0,2707
R carré	0,0733
R carré ajusté	0,0741
Nombre total de cas	3 650

	Coefficients	Erreurs standards robustes	Valeur-p
Ordonnée à l'origine	0,0015	0,0041	0,7225
B1	-0,0714	0,0516	0,1669

Tableau 24 : Résultat de la régression sous la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) et autorégressifs (AR2) des résidus des variations de la volatilité des rendements boursiers des entreprises diversifiées géographiquement sur les rendements du niveau de perception de corruption dans les pays où les entreprises exploitent les ressources.

Y= Résidus des rendements de la volatilité des rendements boursiers (73x50)

B1= Rendements de l'indice Corruption (73x50)

Régression statistique	
R	0,2724
R carré	0,0742
R carré ajusté	0,0735
Nombre total de cas	3 650

	Coefficients	Erreurs standards robustes	Valeur-p
Ordonnée à l'origine	0,0020	0,0041	0,6221
B1	-0,0372	0,0305	0,2224

Tableau 25 : Résultat de la régression sous la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) et autorégressifs (AR2) des variations des rendements de la volatilité des rendements boursiers des entreprises minières sur le rendement de l'indice HERCOR de diversification géographique de la production et sur le rendement de l'indice de perception de corruption dans les pays où les entreprises exploitent les ressources.

Y= Résidus des rendements de la volatilité des rendements boursiers des sociétés minières (73x16)

B1= Rendements de l'indice HERCOR (73x16)

B2= Rendements de l'indice Corruption (73x16)

Régression statistique			
R	0,3159		
R carré	0,0998		
R carré ajusté	0,0967		
Nombre total de cas	1 168		

	Coefficients	Erreurs standards robustes	Valeur-p
Ordonnée à l'origine	0,0069	0,0078	0,3740
B1	-0,1028	0,0729	0,1586
B2	-0,0523	0,0462	0,2577

Tableau 26 : Résultat de la régression sous la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) et autorégressifs (AR2) des variations des rendements de la volatilité des rendements boursiers des entreprises énergétiques sur le rendement de l'indice HERCOR de diversification géographique de la production et sur le rendement de l'indice de perception de corruption dans les pays où les entreprises exploitent les ressources.

Y= Résidus des rendements de la volatilité des rendements boursiers des sociétés énergétiques (73x34)

B1= Rendements de l'indice HERCOR (73x34)

B2= Rendements de l'indice Corruption (73x34)

Régression statistique			
R	0,2922		
R carré	0,0854		
R carré ajusté	0,0839		
Nombre total de cas	2482		

	Coefficients	Erreurs standards robustes	Valeur-p
Ordonnée à l'origine	1,7078 E-04	0,0049	0,9720
B1	-0,1585	0,0569	0,0054***
B2	-0,0166	0,0374	0,6561

Tableau 27: Résultat de la régression sous la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) et autorégressifs (AR2) des résidus des variations de la volatilité des rendements boursiers des entreprises exploitant des ressources naturelles sur les rendements de l'indice HERCOR de diversification géographique de la production pondéré en retirant la production canadienne ainsi que du rendement de la variation de la perception de corruption dans les pays où les entreprises exploitent les ressources.

Y= Résidus des rendements de la volatilité des rendements boursiers, excluant la production canadienne (73x50)

B1= Rendements de l'indice HERCOR (73x50)

B2= Rendements de l'indice Corruption (73x50)

Régression statistique		
R	0,2973	
R carré	0,0884	
R carré ajusté	0,0874	
Nombre total de cas	3 650	

	Coefficients	Erreurs standards robustes	Valeur-p
Ordonnée à l'origine	-9,6877 E-04	0,0083	0,9068
B1	0,0017	0,0110	0,8806
B2	-0,0371	0,0305	0,2244

**Annexe 5 – Présentation des coefficients beta de la régression de contrôle pour
chacune des 50 entreprises de l'échantillon***

Symbole boursier	a	SMB	HML	WTI	Gaz nat.	LNG	Gold	Cuivre	Argent	Zinc	Fer	Nickel	Platine	Palladium	Plomb	Charbon	Levier	Beta sans levier	Rf
ABX	0.0541	0.0062	0.0008	0	0	0	0.3537	0.0035	0	0	0	0	0	0	0	0	0.0372	-0.0132	0.1289
AEM	0.0047	0.0131	0.0050	0	0	0	0.5574	0	-0.6066	0	0	0	0	0	0	0	0.0039	-0.0045	0.0380
CDE	0.0831	0.0114	0.0003	0	0	0	0.4434	0	0.3994	0	0	0	0	0	0	0	-0.0228	-0.0298	0.0682
CLF	0.0621	0.0035	0.0045	0	0	0	0	0	0	0	0.1425	0	0	0	0	0.0051	0.0015	-0.0139	0.0009
ELD	0.0363	0.0083	0.0003	0	0	0	0.4769	0	0	0	0.0390	0	0	0	0	0	-0.0002	-0.0071	0.0275
EXP	0.0490	0.0086	0.0069	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.0003	-0.0153	0.1078
FCX	0.0589	0.0025	0.0043	0	0	0	0.0804	-0.2168	0	0	0	0	0	0	0	0	0.1064	-0.0208	0.1385
FM	0.0218	0.0087	0.0030	0	0	0	0.9108	-0.2240	0	0.1870	0	0.3095	-0.9077	0.2698	0	0	-0.0078	-0.0120	0.0440
G	0.0623	0.0003	0.0039	0	0	0	0.0143	0	0	0	0	0	0	0	0	0	-0.0489	-0.0156	0.1560
HL	0.0074	0.0000	0.0078	0	0	0	0.6306	0	-0.1875	0	0	0	0	0	0	0	0.1202	-0.0047	0.1174
K	0.0313	0.0025	0.0063	0	0	0	0.2059	0	-0.0810	0	0	0	0	0	0	0	0.0112	-0.0098	0.0762
MLM	0.0631	0.0068	0.0073	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	-0.1093	-0.0184	0.0015
NEM	0.0233	0.0041	0.0018	0	0	0	0.0172	0.0561	0	0	0	0	0	0	0	0	-0.0449	-0.0150	0.1127
PAA	0.0058	0.0027	0.0007	0	0	0	0	0	0.3363	0	0	0	0	0	0	0	0.0264	-0.0062	0.0504
SWC	0.0957	0.0036	0.0094	0	0	0	0	0	0	0	0	0	-0.0494	0.2070	0	0	-0.0197	-0.0236	0.1068
TCK/B	0.0307	0.0014	0.0007	0.0284	0	0.3405	0	0.1677	0	0.4245	0	0	0	0	0	0.0648	-0.2669	-0.0092	0.0490
APA	0.0679	0.0082	0.0093	0.4191	0.0751	0.1407	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	-0.2842	-0.0152	0.0014
APC	0.0824	0.0062	0.0094	0.7381	0.1471	0.3159	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.0865	-0.0246	0.1149
BRY	0.0590	0.0055	0.0097	0.4500	0.0174	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.0344	-0.0157	0.0231
CHK	0.1127	0.0079	0.0080	0.4519	0.1474	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	-0.1447	-0.0334	0.2657
COG	0.0600	0.0010	0.0036	0.2256	0.0075	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.2462	-0.0206	0.1101
COP	0.1046	0.0006	0.0091	0.1400	0.1387	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	-0.1789	-0.0291	0.1531
CVX	0.0421	0.0044	0.0081	0.1144	0.0337	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.0642	-0.0105	0.2689
DVN	0.0725	0.0124	0.0098	0.4305	0.1201	0.3635	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.0000	-0.0151	0.0091
EGN	0.0706	0.0050	0.0115	0.7812	0.0899	0.4149	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	-0.4276	-0.0152	0.0658
EOG	0.0705	0.0014	0.0100	0.4143	0.1415	0.2222	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.2732	-0.0200	0.0021
EQT	0.0853	0.0028	0.0085	0.2511	0.1404	0.2077	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.0282	-0.0242	0.0128
HES	0.0907	0.0132	0.0130	0.1527	0.0399	0.0242	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	-0.1251	-0.0172	0.0615
MRO	0.1122	0.0074	0.0173	0.3627	0.0963	0.0403	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	-0.0114	-0.0227	0.0952
MUR	0.0930	0.0094	0.0096	0.0261	0.0394	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	-0.2513	-0.0211	0.0839
NBL	0.0875	0.0015	0.0099	0.5594	0.1477	0.2184	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	-0.0013	-0.0246	0.0248
NFX	0.0406	0.0057	0.0060	0.5749	0.0414	0.3320	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	-0.0056	-0.0139	0.0520
OXY	0.0908	0.0015	0.0120	0.1542	0.0986	0.0425	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.0856	-0.0225	0.0100
PDCE	0.1035	0.0032	0.0099	0.5261	0.2652	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.0151	-0.0229	0.0270
PXD	0.1025	0.0079	0.0097	0.4397	0.2372	0.2981	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.2809	-0.0314	0.1239
RRC	0.0677	0.0076	0.0050	0.1148	0.3312	0.1552	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.5590	-0.0343	0.1219
SGY	0.0913	0.0101	0.0135	0.4163	0.0727	0.0631	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.0288	-0.0294	0.0847

Symbole boursier	a	SMB	HML	WTI	Gaz nat.	LNG	Gold	Cuivre	Argent	Zinc	Fer	Nickel	Platine	Palladium	Plomb	Charbon	Levier	Beta sans levier	Rf
SM	0.0328	0.0121	0.0079	0.3350	0.0609	0.4494	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.0344	-0.0118	0.1592
SWN	0.1100	0.0054	0.0113	0.2851	0.1790	0.0246	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	-0.1247	-0.0264	0.2307
UNT	0.0228	0.0059	0.0082	0.4732	0.0571	0.1628	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.0012	-0.0109	0.0371
XOM	0.1170	0.0052	0.0098	0.3666	0.0010	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.4592	-0.0204	0.0604
BNP	0.0929	0.0009	0.0110	0.6507	0.1785	0.1173	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	-0.1423	-0.0199	0.1239
BTE	0.0319	0.0189	0.0024	0.4790	0.0467	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	-0.3663	-0.0114	0.0247
CNQ	0.0464	0.0120	0.0047	0.6065	0.0833	0.4503	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.1550	-0.0130	0.1384
ECA	0.0464	0.0120	0.0047	0.6065	0.0833	0.4503	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.1550	-0.0130	0.1384
ERF	0.0769	0.0105	0.0161	0.8246	0.0560	0.2231	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.0470	-0.0112	0.1621
IMO	0.1392	0.0020	0.0107	0.7909	0.0770	0.0572	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	-0.2236	-0.0207	0.0363
POU	0.0144	0.0110	0.0102	0.3723	0.2729	0.2792	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.1877	-0.0080	0.1172
PWT	0.0430	0.0027	0.0055	1.0563	0.0186	0.4890	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.0607	-0.0109	0.0887
TLM	0.1011	0.0017	0.0096	0.5430	0.1905	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.3421	-0.0223	0.0781

*Prendre note que les coefficients betas représentés par « 0 » indique l'absence du coefficient dans la régression.