



VOLATILITE DES CHANGES ET INVESTISSEMENTS DIRECTS ETRANGERS AU CANADA

Sous la direction du Professeur Li Yan

Maîtrise en économie financière

© Mamadou MBAYE, 2017
Gatineau, Canada

Résumé

Il existe un grand nombre d'auteurs qui étudient l'effet des fluctuations du taux de change sur l'investissement direct étranger mais peu d'auteurs ont incorporé le risque pays ou ses principaux facteurs comme étant explicateurs. Cette présente étude a pour objectif principal d'évaluer l'effet de la volatilité annuelle des changes sur les investissements directs étrangers au Canada, avec considération de risque pays. Il s'agit d'une analyse économétrique des données en panel prises dans un échantillon fini sur 22 ans (1993-2015) pour étudier l'impact de la fluctuation annuelle des changes, des risques politiques et des risques économiques sur les investissements directs étrangers des États-Unis, de la Chine et de la Grande Bretagne au Canada. Le problème de non-stationnarité des séries chronologiques se trouve visuellement avec nos données, comme dans la majorité des cas des données financières. De ce fait, il fallait utiliser le test de Dickey-Fuller augmenté pour inspecter la stationnarité de l'ensemble des séries chronologiques relatives à l'étude afin d'éviter les relations fallacieuses. En prenant la différence de premier et second ordre, on les rend stationnaires et estime la régression classique des investissements directs étrangers des É-U., de la Chine et de la G-B. respectivement, sur le taux de change et le score des risques politiques et économiques. Compte tenu des pertes d'information provoquées par l'opérateur de différence, on a examiné l'existence de la cointégration entre les séries concernées afin de trouver une relation de long terme relativement stable et crédible.

Les résultats issus de notre analyse empirique relèvent que les volatilités des changes des Etats-Unis, de la Chine et de la Grande Bretagne par rapport à la monnaie canadienne ont une influence négative sur les investissements directs étrangers des Etats-Unis, de la Chine et de la Grande Bretagne au Canada. Ces résultats sont conformes à la plupart des études empiriques antérieures, en effet plus une devise étrangère s'apprécie par rapport à la monnaie canadienne, plus le pays étranger investit au Canada puisque le coût d'investissement est moins élevé pour eux.

On note aussi que le score de risque pays global du Canada a un impact positif sur les investissements directs étrangers des Etats-Unis, de la Chine et de la Grande Bretagne au Canada. Donc, le Canada est un pays très stable sur le plan politique et économique ce qui explique qu'il est très propice pour accueillir des capitaux étrangers investis dans l'économie canadienne notamment les Etats-Unis qui demeurent toujours son principal allié sur le plan politique et économique.

Abstract

There are many authors who study the effect of exchange rate fluctuations on foreign direct investment but few authors who have incorporated country risk or its major factors as informers. The main objective of this study is to assess the effect of annual foreign exchange volatility on foreign direct investment in Canada, with country risk considerations. This is an econometric analysis of panel data taken in a 22-year finite sample (1993-2015) to study the impact of annual currency fluctuations, political risks and economic risks on foreign direct investment from the United States, China, and Britain to Canada. The problem of non-stationarity of time series is visually with our data, as in the majority of cases financial data. As a result, the enhanced Dickey-Fuller test had to be used to inspect the stationarity of all-time series in the study to avoid misleading relationships. Taking the difference of first and second order, we make them stationary and estimate the classic regression of foreign direct investments of the US, China and the G-B respectively, on the exchange rate and the political and economic risk score. Given the information losses caused by the difference operator, the existence of cointegration between the series concerned was examined in order to find a relatively stable and credible long-term relationship.

The results from our empirical analysis show that the exchange rate volatilities of the United States, China and Great Britain relative to the Canadian currency have a negative influence on foreign direct investment by the United States, China and the United States from Great Britain to Canada. These results are consistent with most previous empirical studies, as the more foreign currency appreciates relative to the Canadian currency, the more the foreign country invests in Canada since the investment cost is lower for them.

We also note that Canada's overall country risk score has a positive impact on foreign direct investment by the United States, China and Great Britain in Canada. As a result, Canada is a very politically and economically stable country, which is why it is very conducive to welcoming foreign capital invested in the Canadian economy, particularly the United States, which is still its main political ally and economic.

Mots clés

- Volatilité
- Taux de change
- Risques politiques
- Risques économiques
- Investissements directs étrangers (IDE)
- Canada
- États-Unis
- Chine
- Grande Bretagne

Remerciements

J'aimerais remercier les personnes qui m'ont appuyé tout au long de la rédaction de ce mémoire. Je tiens particulièrement à remercier mon directeur de recherche Professeur Li Yan qui m'a guidé et soutenu tout au long de mon cheminement aux études graduées. Sa grande disponibilité, sa compréhension, son souci du travail bien fait, ses précieux conseils et notre intérêt commun pour mon thème de recherche m'ont permis de mettre à terme un travail de recherche de qualité. J'ai également pu compter sur les judicieux conseils de ma directrice de programme en l'occurrence Professeure Céline Gauthier qui m'a beaucoup aidé à choisir ma direction de mémoire et d'avoir aussi accepté de siéger dans le comité d'évaluation de mon mémoire avec le Professeur Christian Calmes. L'écoute dont a fait part Professeur Li Yan, ainsi que sa grande ouverture face à mes idées de recherche sont deux aspects très appréciés de ma part. De plus, le soutien technique offert par le Groupe de recherche en analyse de risque pays m'a donné tous les outils nécessaires à l'accomplissement de la maîtrise en économie financière. Je tiens également à remercier tous les professeurs, personnels administratifs, collègues et amis qui m'ont appuyé de près ou de loin lors de mon cheminement de maîtrise à l'Université du Québec en Outaouais.

Finalement, un tel travail de recherche n'aurait été possible sans l'accès aux bases de données fournies par la chaire de recherche en analyse de risque pays. À cet égard, un remerciement particulier s'adresse à monsieur Li Yan, responsable de cette équipe dynamique de recherche. L'aide et la confiance que tous ces collaborateurs m'ont accordées ont été d'une importance primordiale pour l'accomplissement de mon mémoire de maîtrise en économie financière.

La table des matières

I. Introduction et Problématique:	1
II. Revue de la littérature:	4
III. Méthodologie et données:	6
A. Collecte des données:	8
B. Test et traitement de non-stationnarité:	8
IV. Analyse empirique:	37
V. Test de Cointégration:	39
VI. Présentation et discussion des résultats:	45
VII. Les retombées économiques et les limites de l'étude:	66
VIII. Conclusion:	68
Références bibliographiques:	70

I. Introduction et problématique :

La plupart des auteurs s'entendent de l'effet positif des investissements directs étrangers sur la croissance économique. Comme soulignent Benhabib et Zenasni (2013), l'investissement direct étranger est devenu, donc, une source importante de financement extérieur privé pour les pays vus que, théoriquement, il offre plus d'avantages que d'autres types de flux financiers. En plus de l'augmentation du stock de capital national, il a un impact positif sur la productivité grâce aux transferts technologiques et aux compétences de gestion. Selon la Banque du Canada (2016), les investissements directs étrangers au Canada ont connu une croissance de 6,8 % en 2015. Cette augmentation des investissements directs étrangers au Canada est due principalement par les États-Unis dont la contribution représente environ les deux tiers des investissements. En Mai 1970 avec la hausse de l'inflation et l'accroissement des salaires, le gouvernement Trudeau a décidé d'adopter le régime de change flottant pour parvenir à une parité avec le dollar américain en 1972 (Banque du Canada, 2016). Il est important de rappeler que le degré et l'incertitude de variation du taux de change depuis le début du régime flottant en 1973 a fortement attiré l'attention des chercheurs et décideurs politiques à s'investir à un diagnostic approfondi quant à la nature et la portée de l'effet de la variabilité du taux de change sur les investissements. Dans un tel contexte, étant donné que la richesse d'une nation provient aussi de ses excédents commerciaux (investissements internes et externes) donc le taux de change semble être un facteur significatif dans l'évaluation de profit tiré des investissements.

De plus, la littérature existante a tenté de démontrer le lien de causalité existant entre ces deux variables. En effet, des études théoriques et empiriques similaires ont été déjà faites. Hooper et Kohlhagen (1978) ont été les précurseurs des premiers modèles théoriques de base ayant inspiré la plupart des études empiriques depuis des décennies. Par la suite, de nombreux auteurs empiriques ont essayé de montrer l'impact positif ou négatif de la fluctuation du taux de change sur les investissements. Parmi ces chercheurs, citons Asseery et peel (1991) qui ont prouvé un lien positif entre la variabilité du taux de change et les investissements. Par contre, Arize (1996); Arize, Osang et Slottje (2000); Arize, John et Krishna (2003) ont trouvé une relation négative entre ces deux variables.

Par ailleurs, les études faites par Gotur (1985) et FMI (1984) puis Lafrance et Tessier (2010) ont révélé une absence de lien de causalité significatif existant entre la volatilité mesurée du taux de change et le volume des investissements directs étrangers.

Cependant, il existe plusieurs divergences dans la littérature relative au lien éventuel existant entre la variabilité du taux de change et les investissements. En effet, il n'y a pas de tendance explicite ou de conclusions cohérentes qui émanent des résultats empiriques controversés de la littérature portant sur cette question.

Le point d'ombre qui excite notre curiosité est la divergence empirique constatée et les travaux de recherche théorique qui en découlent. Généralement parlant, il y a un très grand nombre des facteurs pouvant affecter la volonté et la prise de décision des investissements des étrangers dans un pays hôte, tels l'instabilité du gouvernement, la sévérité de corruption, la situation économique, le ratio de la dette au PIB, la paix régionale, l'environnement naturel et social, *etc.* En effet, on appelle le risque pays tous ces incertitudes dans un pays hôte. Dans le présent mémoire, la notion du risque pays recouvre trois catégories des risques, soit les risques politiques, les risques économiques et financiers ainsi que les risques sociaux (ou structurels). Que sont-ils, les effets de la volatilité de change en tenant compte du risque pays dans un pays donné ? On note qu'il y a peu d'auteurs qui ont incorporé le risque pays dans l'étude de l'impact du taux de change sur l'investissement direct étranger.

La présente étude a pour objectif d'évaluer l'effet de la variabilité annuelle des changes sur les investissements directs étrangers des États-Unis, de la Chine et de la Grande Bretagne au Canada, avec incorporation du risque pays canadien, c'est-à-dire, des variables explicatives telles que le risque politique, le risque économique et financier ou bien le risque pays global (agrégé) canadien seront introduites dans notre modèle structurel. Ces trois pays sont les principaux partenaires économiques du Canada. Cette étude s'appuie sur une analyse des différents modèles utilisés dans la littérature permettant d'étudier la transmission des chocs de volatilité entre taux de change et investissement et notamment de détecter empiriquement l'existence du lien de causalité entre les variables en question y compris les facteurs tels que les risques politiques, macroéconomiques

et sociaux, ainsi que la demande inélastique de ressources naturelles au Canada. Par ailleurs, trois hypothèses seront émises. La première consiste à vérifier l'effet de la volatilité annuelle des changes, des risques politiques et des risques économiques (ou score global de risques pays) par rapport aux investissements directs étrangers au Canada. Par contre la deuxième vise à tester le lien de causalité Granger existant entre la volatilité annuelle des changes, les risques politiques, les risques économiques (score global de risques pays) et les investissements directs étrangers au Canada (méthode des moindres carrées ordinaires sera utilisé). Et enfin, la troisième vérifie l'impact de la fluctuation annuelle des changes, des risques politiques et des risques économiques sur les investissements directs étrangers au Canada, dans ce cas ci-présent, plusieurs modèles de régression seront considérés. De ce fait, ces hypothèses à tester consistent à infirmer ou confirmer les conclusions tirées de ces études précédentes. Autrement dit, elles sont destinées à combler les limites ou lacunes déjà avérées par la littérature empirique existante par rapport à cette question.

Nos objectifs de recherche sont développés de la manière suivante :

- Construction d'un modèle structurel relatif à chacun des trois pays partenaires économiques du Canada, dans lequel l'investissement direct étranger est considéré comme variable dépendante et la fluctuation annuelle des changes, les risques politiques et les risques économiques du Canada sont les variables explicatives exogènes.
- Sélection de la meilleure structure du modèle et analyse de l'impact de la volatilité des changes, des risques politiques et des risques économiques (ou du score global de risque pays si nécessaire) sur le poids global des investissements directs étrangers des pays en question au Canada.

Ce travail de recherche est réparti comme suit : la première partie consiste à faire une revue documentaire théorique de base afin d'explicitier les idées et examiner les apports des différentes études effectuées dans ce domaine. Ensuite, la seconde partie vise à présenter la méthodologie de recherche utilisée pour répondre à la question générale de recherche ou pour vérifier les hypothèses émises. Par contre, la troisième partie repose sur la présentation des différents résultats empiriques issus de l'analyse des données collectées et la discussion. Tandis que la

quatrième partie est consacrée aux retombées économiques et aux limites de l'étude. Enfin, la dernière partie tire les conclusions majeures.

II. Revue de la littérature :

La question de l'effet de la volatilité du taux de change sur l'investissement n'est pas inédite. En effet, la mise en vigueur au début des années 70 d'un système de taux de change flexible pour les devises des principaux pays industrialisés a certes accru l'incertitude sur la valeur future de ces devises sur les marchés de change et suscité des interrogations sur les effets néfastes probables sur l'économie internationale notamment les échanges commerciaux internationaux (Banque du Canada, 2016). Selon Guérin et Lahréche-Révil (2002), l'influence de la volatilité des changes sur la croissance ou l'investissement doit dépendre en principe du fait qu'une partie du coût, ou du prix, des biens produits est libellée dans une monnaie étrangère. Dans le même ordre d'idée, Ricci (1997) puis Fontagné et Freudenberg (1999) cités par Guérin et Lahréche-Révil (2002) suggèrent que l'impact de la volatilité des changes devrait dépendre de la nature de la spécialisation. Plus les échanges sont inter-branchés (ou plus la différenciation est verticale), plus la sensibilité des industries aux chocs de taux de change ou à la volatilité des changes est faible (Guérin et Lahréche-Révil, 2002). De ce fait, pour rendre compte de l'effet de la variabilité du taux de change sur l'investissement, il est important de tenir compte à la fois du taux d'ouverture des pays et de la nature des échanges entre partenaires. Notons aussi, les travaux de Hooper et Kohlhagen (1978) confirment qu'une hausse de la volatilité des changes réduit le volume des investissements directs étrangers. Par contre, une baisse de la volatilité des changes augmente le volume des investissements directs étrangers.

Par ailleurs, la recension des écrits antérieurs a permis de constater que la question de la volatilité des changes sur la croissance ou l'investissement a fortement attiré l'attention des chercheurs et décideurs publics (analystes financiers, spécialiste de risque de change, etc.). Plusieurs études similaires ont été faites précédemment cependant, les résultats empiriques révélés présentent certaines nuances. Certains auteurs ou analystes financiers montrent que la variabilité des

changes a un impact significativement positif sur les investissements tandis que d'autres soutiennent le contraire ou perçoivent même cet effet comme étant nul.

D'abord, Goldberg et Kolstad (1995) cités par Lafrance et Tessier (2010) utilisent un modèle fondé sur le principe de l'aversion pour le risque pour montrer l'effet de la volatilité des changes à court terme sur les flux bilatéraux d'investissement direct étranger entre les États-Unis, d'une part, et le Canada, le Japon et le Royaume-Uni, d'autre part entre 1978 et 1991. Les résultats de leurs études révèlent que la volatilité des changes a eu un effet positif et statistiquement significatif sur quatre de ces six flux d'investissement direct étranger bilatéraux. Ces résultats obtenus paraissent être loin de la réalité du fait de la faible taille de l'échantillon. Autrement dit, les données utilisées dans leurs études ont été prises sur 13 ans (de 1978 à 1991). De ce fait, le coefficient de détermination du modèle de régression estimé est faible. Ainsi, les coefficients estimés du modèle ne sont pas bien dispersés. D'où le modèle de régression obtenu est parcimonieux ce qui peut jouer sur l'exactitude ou la crédibilité des résultats empiriques obtenus. Kosteletou et Liagovas (2000) abondent dans le même sens que Goldberg et Kolstad (1995) en analysant le lien de causalité entre les flux d'investissement direct étranger et la variabilité du taux de change réel à partir d'un modèle à équations simultanées, à l'aide de données annuelles allant de 1960 à 1997 et reposant sur un large échantillon de pays industriels à l'exception du Canada. Ils constatent que, dans la plupart des pays, une appréciation du taux de change réel donne lieu à une hausse des entrées d'investissements directs. Par conséquent, une appréciation du taux de change réel entraîne souvent un important déficit de la balance courante qui pourrait inciter les entreprises étrangères à investir sur place par crainte de mesures protectionnistes (Lafrance et Tessier, 2010). Ces résultats empiriques obtenus semblent être concrets ou crédibles du fait de l'importance de la taille de l'échantillon (données prises sur 37 ans c'est-à-dire de 1960 à 1997). Donc, les coefficients estimés sont bien dispersés ce qui explique que les modèles issus de l'analyse des données sont globalement significatifs.

Cependant, Cushman (1988) à partir d'une analyse où la firme est averse au risque puis Kulatilaka et Kogut (1996), utilisant un modèle d'option montrent que la relation entre la volatilité du taux de change et l'investissement direct étranger est assez ambiguë, dans la mesure

où la volatilité des changes peut à la fois décourager l'investissement étranger et produire une incitation à se couvrir contre le risque de change par la localisation à l'étranger. Dans le même ordre d'idée, Lafrance et Tessier (2010) ajoutent qu'une volatilité supérieure du taux de change a un effet ambigu sur l'investissement direct étranger, en théorie, parce qu'elle crée des possibilités de profit et rend plus incertains les profits réalisés à l'exportation sur les ventes facturées en devises. Ces résultats ont été prouvés par Craine (1989) puis Greenwald, Stiglitz et Weiss (1984). Selon ces auteurs, l'aversion pour le risque et le rationnement du crédit pourraient également expliquer l'effet ambigu qu'une volatilité de change accrue exerce sur l'investissement. Donc l'effet de la volatilité dépend du degré d'aversion pour le risque et de l'exposition au risque.

En outre, Goldberg (1993) cité par Guérin et Lahrèche-Révil (2002) étudie l'effet de la volatilité du taux de change sur l'investissement américain à un niveau désagrégé. Il trouve un impact négatif entre ces deux variables. Ghosal et Lougani (1996) soulignent que l'impact négatif de la volatilité de change sur l'investissement dépend de manière essentielle de la structure compétitive du marché. De même, Darby et al. (1999) cité par Guérin et Lahrèche-Révil (2002) prouvent que la volatilité des changes a un effet négatif significatif sur l'investissement en Europe, qui dépend de l'industrie étudiée.

Enfin, Dupuis et Tessier (2000) puis Lafrance et Tessier (2010) en utilisant la VAR paramétrique sur un échantillon donné ont trouvé une absence de lien existant entre la volatilité des changes et les investissements directs étrangers au Canada. En effet, ces résultats ont été déjà avérés par les travaux de Gotur (1985) et FMI (1984).

III. Méthodologie et données :

Il s'agit de modéliser l'évolution du volume des investissements directs étrangers d'un pays étranger sur une mesure de la volatilité annuelle des changes, des risques politiques et des risques économiques (ou score global de risques pays si nécessaire). Dans ce mémoire, l'étude sera focalisée sur les trois pays suivants : les États-Unis, premier partenaire économique et politique du Canada, ils contribuent en grande partie sur les investissements directs étrangers au Canada ;

la Chine, deuxième puissance commerciale internationale, les chinois investissent beaucoup à l'étranger notamment dans la partie anglophone du Canada et la Grande Bretagne, pays colonisateur d'une bonne partie du Canada. En outre, l'analyse empirique sera précédée par le test de stationnarité des différentes variables du modèle (variables expliquées et variables explicatives). Autrement dit, il consistera d'abord à tester la stationnarité des taux de changes, définis par USD/CAD, YUAN/CAD et GBP/CAD respectivement ; ensuite vérifier la stationnarité des séries de risques (politiques et économiques ou score de risques global si nécessaire) et enfin tester la stationnarité du volume de l'investissement direct des États-Unis IDE_{US-CA} , celle de la Chine IDE_{CH-CA} et celle de la Grande-Bretagne IDE_{GB-CA} . Pour se faire, nous utiliserons comme d'habitude le test de Dickey-Fuller augmenté. En revanche, si quelques séries concernées sont non stationnaires, on ajoutera des tests de cointégration, par exemple, USD/CAD et IDE_{US-CA} ; YUAN/CAD et IDE_{CH-CA} ; GBP/CAD et IDE_{GB-CA} , etc. En effet, la cointégration permet de déterminer le type de modèle à utiliser. Par la suite, il s'agira de passer à l'analyse empirique c'est-à-dire, de construire un modèle de régression linéaire structurel multivarié relatif à chaque pays, dans lequel, les investissements directs étrangers représenteront la variable indépendante et la volatilité annuelle des changes, les risques politiques et les risques économiques constitueront les variables explicatives. Autrement dit, il consistera à établir un lien robuste dans lequel l'évolution des investissements directs étrangers pour chaque individu étudié sera expliquée par la volatilité annuelle des changes relative à chaque pays en question par rapport à la devise canadienne, les risques politiques et les risques économiques du Canada (score global de risques pays). À partir des données utilisées et d'une méthode économétrique appropriée, on estimera les paramètres et puis on testera la significativité de l'impact de la volatilité annuelle des changes, des risques politiques et des risques économiques sur les investissements directs étrangers au Canada. Enfin, les équations simultanées seront estimées, équation par équation, car les modèles sont sous forme réduites et dans ce cas, l'estimation des moindres carrées s'applique.

A. Collecte des données

Pour notre recherche, les données sont issues de « World Development Indicators-World Bank data », de Statistiques Canada et de Yahoo Finance. Ce sont des données de panel réalisées sur 22 ans autrement dit de 1993 à 2015. En effet, la variable expliquée est relative aux investissements directs étrangers en dollars US de la Chine, des États-Unis et de la Grande Bretagne au Canada (IDE_{US-CA} , IDE_{CH-CA} et IDE_{GB-CA}). Par contre les variables explicatives sont liées à la volatilité annuelle des taux de change réels des États-Unis, de la Chine et de la Grande Bretagne par rapport à la devise canadienne (USD/CAD, YUAN/CAD, GBP/CAD), les risques politiques et les risques économiques du Canada (X_2 et X_3 respectivement) ou le score global de risques pays ou « ECR score » symbolisé par X_4 .

Tableau : Récapitulatif des différentes variables à utiliser

Pays	Variabes dépendante	Variabes explicatives
États-Unis	IDE_{US-CA}	USD/CAD, Score global de risques pays ou « ECR score » (X_4)
Chine	IDE_{CH-CA}	YUAN/CAD, Risques politiques (X_2), Risques économiques (X_3) du Canada
Grande Bretagne	IDE_{GB-CA}	GBP/CAD, Risques politiques (X_2), Risques économiques (X_3) du Canada

B. Test et traitement de non-stationnarité :

Il est important de vérifier si toutes les séries sont faiblement stationnaires, c'est-à-dire, si les séries chronologiques sont de variance constante et d'autocovariance dépendante uniquement du décalage de temps, pas de tendance déterministe, ni cycle et ni saisonnalité. Pourquoi la stationnarité est importante pour modéliser les séries chronologiques ? En effet, selon El Faiz et Zouiri (2016), la notion de stationnarité représente un point crucial dans l'économétrie des séries

temporelles, où l'estimation des séries non stationnaires conduit à des régressions fallacieuses ou illusoire. Ils évoquent aussi que les économètres procèdent à la stationnarisation des séries temporelles afin d'éviter les estimations fallacieuses. D'une manière générale, une série chronologique est dite stationnaire, si sa moyenne, sa variance et sa covariance sont indépendantes du temps, autrement dit, elles sont constantes (El Faiz et Zouiri, 2016). Nous allons faire le test de Dickey-Fuller ou de racine unitaire sur les séries chronologiques relatives à l'étude. L'hypothèse nulle et l'hypothèse alternative s'écrivent comme suit.

H_0 : « La série comporte une racine unitaire »

H_1 : « La série ne comporte pas de racine. La série est stationnaire »

La règle de décision stipule que :

si probabilité ou p -value calculée est supérieure au seuil de signification $\alpha = 0.05$ alors, on ne rejette pas l'hypothèse nulle H_0 ; dans ce cas, la série comporte bien une racine unitaire autrement dit, elle est non stationnaire.

si probabilité ou p -value calculée est inférieure au seuil de signification $\alpha = 0.05$ alors, on ne peut pas accepter l'hypothèse nulle H_0 ; dans ce cas, la série ne comporte pas une racine unitaire, autrement dit, elle est stationnaire.

a) Tests de stationnarité des séries du taux de change :

- ***Pour la série du taux de change USD/CAD, symbolisée par X_1***

$$Y_{1t} = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \varepsilon_{1t}$$

Sortie des résultatsNull Hypothesis: X_1 has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.665564	0.4332
Test critical values:		
1% level	-3.788030	
5% level	-3.012363	
10% level	-2.646119	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: $D(X_1)$

Method: Least Squares

Date: 09/12/17 Time: 11:12

Sample (adjusted): 1995 2015

Included observations: 21 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
$X_1(-1)$	-0.135258	0.081209	-1.665564	0.1131
$D(X_1(-1))$	0.576002	0.223880	2.572815	0.0192
C	0.171592	0.104201	1.646745	0.1170
R-squared	0.304065	Mean dependent var	-0.004286	
Adjusted R-squared	0.226739	S.D. dependent var	0.079409	
S.E. of regression	0.069828	Akaike info criterion	-2.353997	
Sum squared resid	0.087767	Schwarz criterion	-2.204779	
Log likelihood	27.71697	Hannan-Quinn criter.	-2.321613	
F-statistic	3.932244	Durbin-Watson stat	1.885381	
Prob(F-statistic)	0.038293			

$\text{Prob}(T_stat) = 0.4332$ est supérieure au seuil de signification $\alpha = 0.05$, donc on ne peut pas rejeter l'hypothèse nulle H_0 . D'où la série temporelle X_1 ou USD/CAD est non stationnaire.

Donc il faut reprendre le test de stationnarité en utilisant la première différence ΔY_{1t} .

$$\Delta Y_{1t} = \beta_0 + \beta_1 \Delta X_{1t} + \varepsilon_{1t}$$

Sortie des résultats

Null Hypothesis: $D(X_1)$ has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.226159	0.2035
Test critical values:		
1% level	-3.788030	
5% level	-3.012363	
10% level	-2.646119	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: $D(X_{1,2})$
 Method: Least Squares
 Date: 09/26/17 Time: 14:27
 Sample (adjusted): 1995 2015
 Included observations: 21 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
$D(X_1(-1))$	-0.507808	0.228110	-2.226159	0.0383
C	-6.69E-05	0.016053	-0.004169	0.9967
R-squared	0.206872	Mean dependent var		0.004286
Adjusted R-squared	0.165129	S.D. dependent var		0.079911
S.E. of regression	0.073015	Akaike info criterion		-2.305900
Sum squared resid	0.101294	Schwarz criterion		-2.206421
Log likelihood	26.21195	Hannan-Quinn criter.		-2.284310
F-statistic	4.955785	Durbin-Watson stat		1.691555
Prob(F-statistic)	0.038302			

$\text{Prob}(T_stat) = 0.2035$ est supérieure au seuil de signification $\alpha = 0.05$, donc on ne peut pas rejeter l'hypothèse nulle H_0 . Autrement dit, ΔX_1 est non stationnaire.

On reprend encore le test de stationnarité de Dickey-Fuller pour la seconde différence de $\Delta^2 X_1$.

$$\Delta^2 Y_{1t} = \beta_0 + \beta_1 \Delta^2 X_{1t} + \varepsilon_{1t}$$

Sortie des résultats

Null Hypothesis: $D(X_{1,2})$ has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.053352	0.0007
Test critical values: 1% level	-3.808546	
5% level	-3.020686	
10% level	-2.650413	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: $D(X_{1,3})$

Method: Least Squares

Date: 09/26/17 Time: 14:33

Sample (adjusted): 1996 2015

Included observations: 20 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
$D(X_{1(-1),2})$	-1.174167	0.232354	-5.053352	0.0001
C	0.008500	0.017998	0.472273	0.6424
R-squared	0.586553	Mean dependent var		0.008500
Adjusted R-squared	0.563583	S.D. dependent var		0.121840
S.E. of regression	0.080490	Akaike info criterion		-2.106733
Sum squared resid	0.116615	Schwarz criterion		-2.007160
Log likelihood	23.06733	Hannan-Quinn criter.		-2.087296
F-statistic	25.53637	Durbin-Watson stat		2.084229
Prob(F-statistic)	0.000083			

Cette fois, $\text{Prob}(T_stat) = 0.0007$ est inférieure au seuil de signification $\alpha = 0.05$ et on rejette donc l'hypothèse nulle H_0 . $\Delta^2 X_1$ est stationnaire en variance. En d'autres termes, X_1 est une série intégrée d'ordre 2, au moyen du symbole $X_1 \sim I(2)$.

- **Pour la séries du taux de change YUAN/CAD, symbolisée par Z_1**

Puisque la procédure est pareille aux tests précédents, on omet les équations de régression à estimer dans le test et montre les résultats directement.

Sortie des résultats

Null Hypothesis: Z_1 has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.296162	0.9722
Test critical values:		
1% level	-3.788030	
5% level	-3.012363	
10% level	-2.646119	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: $D(Z_1)$

Method: Least Squares

Date: 09/12/17 Time: 11:21

Sample (adjusted): 1995 2015

Included observations: 21 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
$Z_1(-1)$	0.014780	0.049905	0.296162	0.7705
$D(Z_1(-1))$	-0.028462	0.064842	-0.438946	0.6659
C	-0.226502	0.383973	-0.589891	0.5626
R-squared	0.011987	Mean dependent var		-0.113810
Adjusted R-squared	-0.097792	S.D. dependent var		0.175798
S.E. of regression	0.184193	Akaike info criterion		-0.414103
Sum squared resid	0.610686	Schwarz criterion		-0.264886
Log likelihood	7.348082	Hannan-Quinn criter.		-0.381719
F-statistic	0.109190	Durbin-Watson stat		1.005302
Prob(F-statistic)	0.897149			

$\text{Prob}(t_stat) = 0.9722$ est supérieure au seuil de signification $\alpha = 0.05$, donc on ne peut pas rejeter l'hypothèse nulle H_0 . La série temporelle Z_1 ou YUAN/CAD est non stationnaire.

On reprend le test de Dickey-Fuller pour la première différence ΔZ_1 .

Sortie des résultatsNull Hypothesis: $D(Z_1)$ has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-17.11412	0.0510
Test critical values:		
1% level	-3.788030	
5% level	-3.012363	
10% level	-2.646119	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: $D(Z_{1,2})$

Method: Least Squares

Date: 09/26/17 Time: 14:40

Sample (adjusted): 1995 2015

Included observations: 21 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
$D(Z_1(-1))$	-1.022127	0.059724	-17.11412	0.0200
C	-0.113409	0.039232	-2.890713	0.0094
R-squared	0.939082	Mean dependent var		-0.131905
Adjusted R-squared	0.935875	S.D. dependent var		0.709701
S.E. of regression	0.179716	Akaike info criterion		-0.504480
Sum squared resid	0.613662	Schwarz criterion		-0.405002
Log likelihood	7.297041	Hannan-Quinn criter.		-0.482891
F-statistic	292.8931	Durbin-Watson stat		0.995947
Prob(F-statistic)	0.000000			

$\text{Prob}(t_stat) = 0.0510$ est supérieure au seuil de signification $\alpha = 0.05$, donc on ne peut pas rejeter l'hypothèse nulle H_0 . D'où la série ΔZ_1 est non stationnaire.

Il faut reprendre encore le test de stationnarité pour la seconde différence, $\Delta^2 Z_1$.

Sortie des résultatsNull Hypothesis: $D(Z_{1,2})$ has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-18.98179	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.808546	
5% level	-3.020686	
10% level	-2.650413	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: $D(Z_{1,3})$

Method: Least Squares

Date: 09/26/17 Time: 19:32

Sample (adjusted): 1996 2015

Included observations: 20 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
$D(Z_{1(-1),2})$	-1.075999	0.056686	-18.98179	0.0000
C	0.006904	0.040909	0.168767	0.8679
R-squared	0.952420	Mean dependent var		0.164000
Adjusted R-squared	0.949776	S.D. dependent var		0.799476
S.E. of regression	0.179168	Akaike info criterion		-0.506351
Sum squared resid	0.577818	Schwarz criterion		-0.406778
Log likelihood	7.063512	Hannan-Quinn criter.		-0.486913
F-statistic	360.3083	Durbin-Watson stat		2.206974
Prob(F-statistic)	0.000000			

$\text{Prob}(T_stat) = 0.0000$ est inférieure au seuil de signification $\alpha = 0.05$, donc on rejette l'hypothèse nulle H_0 . Ainsi, $\Delta^2 Z_1$ est stationnaire ou Z_1 est intégrée d'ordre 2, *i.e.* $Z_1 \sim I(2)$.

- Pour la série de taux de change GBP/CAD symbolisée par X'_1

Sortie des résultatsNull Hypothesis: X'_1 has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.669847	0.0974
Test critical values:		
1% level	-3.831511	
5% level	-3.029970	
10% level	-2.655194	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations and may not be accurate for a sample size of 19

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: $D(X'_1)$

Method: Least Squares

Date: 09/12/17 Time: 11:23

Sample (adjusted): 1997 2015

Included observations: 19 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
$X'_1(-1)$	-0.534036	0.200025	-2.669847	0.0183
$D(X'_1(-1))$	0.833052	0.246083	3.385250	0.0044
$D(X'_1(-2))$	-0.331014	0.253693	-1.304782	0.2130
$D(X'_1(-3))$	0.552408	0.248030	2.227179	0.0429
C	0.327592	0.122352	2.677453	0.0180
R-squared	0.535022	Mean dependent var		0.000526
Adjusted R-squared	0.402171	S.D. dependent var		0.039787
S.E. of regression	0.030763	Akaike info criterion		-3.904047
Sum squared resid	0.013249	Schwarz criterion		-3.655510
Log likelihood	42.08845	Hannan-Quinn criter.		-3.861985
F-statistic	4.027236	Durbin-Watson stat		1.355362
Prob(F-statistic)	0.022299			

Prob (T_stat) = 0.0974 est supérieure au seuil de signification $\alpha = 0.05$, donc on ne peut pas rejeter l'hypothèse nulle H_0 . D'où la série temporelle GBP/CAD ou X'_1 est non stationnaire.

On reprend le test de stationnarité $\Delta X'_1$.

Sortie des résultats

Null Hypothesis: $D(X'_1)$ has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.017695	0.0522
Test critical values:		
1% level	-3.857386	
5% level	-3.040391	
10% level	-2.660551	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations
 and may not be accurate for a sample size of 18

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: $D(X_{1,2})$

Method: Least Squares

Date: 09/26/17 Time: 14:54

Sample (adjusted): 1998 2015

Included observations: 18 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
$D(X'_1(-1))$	-1.098615	0.364058	-3.017695	0.0099
$D(X'_1(-1),2)$	0.901711	0.338725	2.662074	0.0196
$D(X'_1(-2),2)$	-0.122418	0.247548	-0.494524	0.6292
$D(X'_1(-3),2)$	0.578773	0.249437	2.320320	0.0372
C	0.003301	0.007405	0.445792	0.6631
R-squared	0.665634	Mean dependent var		0.003889
Adjusted R-squared	0.562752	S.D. dependent var		0.047296
S.E. of regression	0.031274	Akaike info criterion		-3.861895
Sum squared resid	0.012715	Schwarz criterion		-3.614570
Log likelihood	39.75706	Hannan-Quinn criter.		-3.827793
F-statistic	6.469876	Durbin-Watson stat		1.815766
Prob(F-statistic)	0.004304			

Prob (T_stat) = 0.0522 est supérieure au seuil de signification $\alpha = 0.05$, donc on ne peut pas rejeter l'hypothèse nulle H_0 . D'où la série temporelle GBP/CAD ou X'_1 est non stationnaire à la première différence.

Donc il faut reprendre le test de stationnarité en utilisant la deuxième différence.

Sortie des résultats

Null Hypothesis: $D(X'_{1,2})$ has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.867131	0.0001
Test critical values:		
1% level	-3.831511	
5% level	-3.029970	
10% level	-2.655194	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations and may not be accurate for a sample size of 19

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: $D(X'_{1,3})$

Method: Least Squares

Date: 09/26/17 Time: 15:12

Sample (adjusted): 1997 2015

Included observations: 19 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
$D(X'_{1(-1),2})$	-1.731682	0.295150	-5.867131	0.0000
$D(X'_{1(-1),3})$	0.663677	0.211783	3.133754	0.0064
C	0.002591	0.008999	0.287933	0.7771
R-squared	0.696228	Mean dependent var		0.002105
Adjusted R-squared	0.658256	S.D. dependent var		0.067047
S.E. of regression	0.039195	Akaike info criterion		-3.496595
Sum squared resid	0.024580	Schwarz criterion		-3.347473
Log likelihood	36.21766	Hannan-Quinn criter.		-3.471358
F-statistic	18.33551	Durbin-Watson stat		1.455803
Prob(F-statistic)	0.000073			

Prob (T_{stat}) = 0.0001 est inférieure au seuil de signification $\alpha = 0.05$, donc on rejette l'hypothèse nulle H_0 . D'où la série temporelle GBP/CAD ou X'_1 est stationnaire à la deuxième différence c'est-à-dire qu'elle est intégrée d'ordre 2, *i.e.* $X'_1 \sim I(2)$.

Donc toutes les séries relatives aux taux de change sont stationnaires à la deuxième différence, d'où elles sont intégrées d'ordre 2.

b) Test de stationnarité de la série de risques politiques au Canada (X_2)

Sortie des résultats

Null Hypothesis: X_2 has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.925890	0.3151
Test critical values:		
1% level	-3.769597	
5% level	-3.004861	
10% level	-2.642242	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: $D(X_2)$

Method: Least Squares

Date: 09/12/17 Time: 11:18

Sample (adjusted): 1994 2015

Included observations: 22 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
$X_2(-1)$	-0.309918	0.160922	-1.925890	0.0685
C	7.761558	3.977741	1.951248	0.0652
R-squared	0.156440	Mean dependent var		0.115455
Adjusted R-squared	0.114262	S.D. dependent var		1.222853
S.E. of regression	1.150871	Akaike info criterion		3.205423
Sum squared resid	26.49009	Schwarz criterion		3.304609
Log likelihood	-33.25966	Hannan-Quinn criter.		3.228789
F-statistic	3.709052	Durbin-Watson stat		2.397675
Prob(F-statistic)	0.068453			

Prob (T_stat) = 0.3151 est supérieure au seuil de signification $\alpha = 0.05$, donc on ne rejette pas l'hypothèse nulle H_0 . D'où la série X_2 de risques politiques est non stationnaire.

Donc il faut reprendre le test de stationnarité en utilisant la première différence, ΔX_2 .

Sortie des résultatsNull Hypothesis: $D(X_2)$ has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.669920	0.1200
Test critical values:		
1% level	-3.788030	
5% level	-3.012363	
10% level	-2.646119	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: $D(X_{2,2})$

Method: Least Squares

Date: 09/26/17 Time: 15:20

Sample (adjusted): 1995 2015

Included observations: 21 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
$D(X_2(-1))$	-1.461202	0.190511	-7.669920	0.0200
C	0.253146	0.234051	1.081582	0.2930
R-squared	0.755871	Mean dependent var		0.075714
Adjusted R-squared	0.743022	S.D. dependent var		2.105432
S.E. of regression	1.067307	Akaike info criterion		3.058547
Sum squared resid	21.64373	Schwarz criterion		3.158025
Log likelihood	-30.11474	Hannan-Quinn criter.		3.080136
F-statistic	58.82767	Durbin-Watson stat		2.152614
Prob(F-statistic)	0.000000			

Prob (T_stat) = 0.1200 est supérieure au seuil de signification $\alpha = 0.05$, donc on ne rejette pas l'hypothèse nulle H_0 . D'où la série X_2 de risques politiques est non stationnaire à la première différence.

Donc il faut reprendre le test de stationnarité en utilisant la deuxième différence, $\Delta^2 X_2$.

Sortie des résultatsNull Hypothesis: $D(X_{2,2})$ has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.249928	0.0001
Test critical values:		
1% level	-3.831511	
5% level	-3.029970	
10% level	-2.655194	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations and may not be accurate for a sample size of 19

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: $D(X_{2,3})$

Method: Least Squares

Date: 09/26/17 Time: 19:25

Sample (adjusted): 1997 2015

Included observations: 19 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
$D(X_{2(-1),2})$	-2.449690	0.391955	-6.249928	0.0000
$D(X_{2(-1),3})$	0.465801	0.208954	2.229203	0.0405
C	0.006278	0.330134	0.019018	0.9851
R-squared	0.874792	Mean dependent var		0.090000
Adjusted R-squared	0.859141	S.D. dependent var		3.832191
S.E. of regression	1.438268	Akaike info criterion		3.708695
Sum squared resid	33.09782	Schwarz criterion		3.857817
Log likelihood	-32.23260	Hannan-Quinn criter.		3.733932
F-statistic	55.89360	Durbin-Watson stat		2.164416
Prob(F-statistic)	0.000000			

Prob (T_{stat}) = 0.0001 est inférieure au seuil de signification $\alpha = 0.05$, donc on rejette l'hypothèse nulle H_0 . D'où la série X_2 de risques politiques est stationnaire à la deuxième différence c'est-à-dire qu'elle est intégrée d'ordre 2, *i.e.* $X_2 \sim I(2)$.

c) *Test de stationnarité de la série de risques économiques (X_3)***Sortie des résultats**Null Hypothesis: X_3 has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.144390	0.2306
Test critical values:		
1% level	-3.769597	
5% level	-3.004861	
10% level	-2.642242	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: $D(X_3)$

Method: Least Squares

Date: 09/12/17 Time: 11:19

Sample (adjusted): 1994 2015

Included observations: 22 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
$X_3(-1)$	-0.364696	0.170070	-2.144390	0.0445
C	7.290988	3.444982	2.116408	0.0470
R-squared	0.186939	Mean dependent var		-0.030455
Adjusted R-squared	0.146286	S.D. dependent var		2.331436
S.E. of regression	2.154169	Akaike info criterion		4.459195
Sum squared resid	92.80885	Schwarz criterion		4.558380
Log likelihood	-47.05114	Hannan-Quinn criter.		4.482560
F-statistic	4.598408	Durbin-Watson stat		1.864033
Prob(F-statistic)	0.044470			

Prob (T_stat) = 0.2306 est supérieure au seuil de signification $\alpha = 0.05$, donc on ne peut pas rejeter l'hypothèse nulle H_0 . D'où la série temporelle X_3 de risques économiques est non stationnaire.

Donc il faut reprendre le test de stationnarité en utilisant la première différence, ΔX_3 .

Sortie des résultatsNull Hypothesis: $D(X_3)$ has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.866193	0.0900
Test critical values:		
1% level	-3.788030	
5% level	-3.012363	
10% level	-2.646119	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: $D(X_{3,2})$

Method: Least Squares

Date: 09/26/17 Time: 15:25

Sample (adjusted): 1995 2015

Included observations: 21 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
$D(X_3(-1))$	-1.101717	0.226402	-4.866193	0.0401
C	-0.097490	0.527311	-0.184882	0.8553
R-squared	0.554825	Mean dependent var		-0.088571
Adjusted R-squared	0.531395	S.D. dependent var		3.529965
S.E. of regression	2.416429	Akaike info criterion		4.692851
Sum squared resid	110.9434	Schwarz criterion		4.792330
Log likelihood	-47.27494	Hannan-Quinn criter.		4.714441
F-statistic	23.67983	Durbin-Watson stat		1.830417
Prob(F-statistic)	0.000107			

Prob (T_stat) = 0.0900 est supérieure au seuil de signification $\alpha = 0.05$, donc on ne rejette pas l'hypothèse nulle H_0 . D'où la série temporelle X_3 de risques économiques est non stationnaire à la première différence.

Donc il faut reprendre le test de stationnarité en utilisant la deuxième différence, $\Delta^2 X_3$.

Sortie des résultats

Null Hypothesis: $D(X_{3,2})$ has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.491156	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.831511	
5% level	-3.029970	
10% level	-2.655194	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations and may not be accurate for a sample size of 19

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: $D(X_{3,3})$

Method: Least Squares

Date: 09/26/17 Time: 19:19

Sample (adjusted): 1997 2015

Included observations: 19 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
$D(X_{3(-1),2})$	-2.026239	0.312154	-6.491156	0.0000
$D(X_{3(-1),3})$	0.530724	0.180824	2.935034	0.0097
C	-0.041514	0.603539	-0.068784	0.9460
R-squared	0.789190	Mean dependent var		-0.324211
Adjusted R-squared	0.762839	S.D. dependent var		5.391263
S.E. of regression	2.625501	Akaike info criterion		4.912359
Sum squared resid	110.2920	Schwarz criterion		5.061481
Log likelihood	-43.66741	Hannan-Quinn criter.		4.937597
F-statistic	29.94891	Durbin-Watson stat		2.252631
Prob(F-statistic)	0.000004			

Prob (T_{stat}) = 0.0000 est inférieure au seuil de signification $\alpha = 0.05$, donc on rejette l'hypothèse nulle H_0 . D'où la série X_3 de risques économiques est stationnaire à la deuxième différence c'est-à-dire qu'elle est intégrée d'ordre 2, *i.e.* $X_3 \sim I(2)$.

d) *Test de stationnarité de la série du Score de risques global (X₄)***Sortie des résultats**Null Hypothesis: X₄ has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.812744	0.3648
Test critical values:		
1% level	-3.769597	
5% level	-3.004861	
10% level	-2.642242	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(X₄)

Method: Least Squares

Date: 09/23/17 Time: 10:31

Sample (adjusted): 1994 2015

Included observations: 22 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X ₄ (-1)	-0.139495	0.076953	-1.812744	0.0849
C	1150.915	671.4251	1.714137	0.1020
R-squared	0.141116	Mean dependent var		-64.31818
Adjusted R-squared	0.098172	S.D. dependent var		184.6986
S.E. of regression	175.3983	Akaike info criterion		13.25850
Sum squared resid	615291.1	Schwarz criterion		13.35769
Log likelihood	-143.8435	Hannan-Quinn criter.		13.28187
F-statistic	3.286042	Durbin-Watson stat		2.209828
Prob(F-statistic)	0.084910			

Prob (T_stat) = 0.3648 est supérieure au seuil de signification $\alpha = 0.05$, donc on ne peut pas rejeter l'hypothèse nulle H_0 . D'où la série temporelle X₄ score global de risques pays du Canada est non stationnaire.

Donc il faut reprendre le test de stationnarité en utilisant la première différence, ΔX_4 .

Sortie des résultats

Null Hypothesis: $D(X_4)$ has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.720888	0.0710
Test critical values:		
1% level	-3.788030	
5% level	-3.012363	
10% level	-2.646119	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: $D(X_{4,2})$
 Method: Least Squares
 Date: 09/27/17 Time: 10:57
 Sample (adjusted): 1995 2015
 Included observations: 21 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
$D(X_4(-1))$	-1.258476	0.187249	-6.720888	0.0230
C	-61.41861	36.68784	-1.674087	0.1105
R-squared	0.703913	Mean dependent var		25.47619
Adjusted R-squared	0.688330	S.D. dependent var		281.8309
S.E. of regression	157.3390	Akaike info criterion		13.04508
Sum squared resid	470355.8	Schwarz criterion		13.14455
Log likelihood	-134.9733	Hannan-Quinn criter.		13.06666
F-statistic	45.17034	Durbin-Watson stat		1.329743
Prob(F-statistic)	0.000002			

Prob (T_{stat}) = 0.0710 est supérieure au seuil de signification $\alpha = 0.05$, donc on ne peut pas rejeter l'hypothèse nulle H_0 . D'où la série de score global de risques pays du Canada X_4 est non stationnaire à la première différence.

Donc il faut reprendre le test de stationnarité en utilisant la deuxième différence, $\Delta^2 X_4$.

Sortie des résultatsNull Hypothesis: $D(X_{4,2})$ has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-11.80677	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.808546	
5% level	-3.020686	
10% level	-2.650413	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: $D(X_{4,3})$

Method: Least Squares

Date: 09/27/17 Time: 11:01

Sample (adjusted): 1996 2015

Included observations: 20 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
$D(X_{4(-1),2})$	-1.548006	0.131112	-11.80677	0.0000
C	0.530942	37.08810	0.014316	0.9887
R-squared	0.885641	Mean dependent var		-37.55000
Adjusted R-squared	0.879288	S.D. dependent var		475.5830
S.E. of regression	165.2347	Akaike info criterion		13.14725
Sum squared resid	491444.8	Schwarz criterion		13.24682
Log likelihood	-129.4725	Hannan-Quinn criter.		13.16669
F-statistic	139.3997	Durbin-Watson stat		1.687195
Prob(F-statistic)	0.000000			

Le p -value est suffisamment petit et donc on rejette l'hypothèse nulle H_0 . D'où la série temporelle de score global de risques pays du Canada X_4 est stationnaire à la seconde différence, c'est-à-dire, qu'elle est intégrée d'ordre 2, *i.e.* $X_4 \sim I(2)$.

C. Test de stationnarité pour les séries investissements directs étrangers :**- Pour la série IDE_{US-CA} symbolisée par Y_1**

Sortie des résultatsNull Hypothesis: Y_1 has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.495448	0.1300
Test critical values:		
1% level	-3.769597	
5% level	-3.004861	
10% level	-2.642242	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: $D(Y_1)$

Method: Least Squares

Date: 09/12/17 Time: 11:20

Sample (adjusted): 1994 2015

Included observations: 22 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
$Y_1(-1)$	-0.551214	0.220888	-2.495448	0.0214
C	99919.40	40015.20	2.497036	0.0214
R-squared	0.237435	Mean dependent var		14965.05
Adjusted R-squared	0.199306	S.D. dependent var		110232.0
S.E. of regression	98637.23	Akaike info criterion		25.92279
Sum squared resid	1.95E+11	Schwarz criterion		26.02198
Log likelihood	-283.1507	Hannan-Quinn criter.		25.94616
F-statistic	6.227263	Durbin-Watson stat		1.756972
Prob(F-statistic)	0.021441			

Prob (T_{stat}) = 0.1300 est supérieure au seuil de signification $\alpha = 0.05$, donc on ne peut pas rejeter l'hypothèse nulle H_0 . D'où la série temporelle Y_1 ou IDE_{US-CA} est non stationnaire.

Donc il faut reprendre le test de stationnarité en utilisant la première différence, ΔY_1 .

Sortie des résultats

Null Hypothesis: $D(Y_1)$ has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.091682	0.0562
Test critical values: 1% level	-3.788030	
5% level	-3.012363	
10% level	-2.646119	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: $D(Y_{1,2})$
 Method: Least Squares
 Date: 09/26/17 Time: 19:39
 Sample (adjusted): 1995 2015
 Included observations: 21 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
$D(Y_1(-1))$	-0.924363	0.225913	-4.091682	0.0026
C	0.064597	0.128521	0.502618	0.6210
R-squared	0.468410	Mean dependent var		0.008919
Adjusted R-squared	0.440432	S.D. dependent var		0.782905
S.E. of regression	0.585646	Akaike info criterion		1.858191
Sum squared resid	6.516648	Schwarz criterion		1.957669
Log likelihood	-17.51100	Hannan-Quinn criter.		1.879780
F-statistic	16.74186	Durbin-Watson stat		1.783863
Prob(F-statistic)	0.000621			

Prob (T_stat) = 0.0562 est supérieure au seuil de signification $\alpha = 0.05$, donc on ne peut pas rejeter l'hypothèse nulle H_0 . D'où la série temporelle Y_1 ou IDE_{US-CA} est non stationnaire à la première différence.

Donc il faut reprendre le test de stationnarité en utilisant la deuxième différence, $\Delta^2 Y_1$.

Sortie des résultatsNull Hypothesis: $D(Y_{1,2})$ has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.478972	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.808546	
5% level	-3.020686	
10% level	-2.650413	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: $D(Y_{1,3})$

Method: Least Squares

Date: 09/26/17 Time: 19:42

Sample (adjusted): 1996 2015

Included observations: 20 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
$D(Y_{1(-1),2})$	-1.451453	0.194071	-7.478972	0.0000
C	-0.039797	0.151053	-0.263465	0.7952
R-squared	0.756543	Mean dependent var		-0.080959
Adjusted R-squared	0.743018	S.D. dependent var		1.331690
S.E. of regression	0.675079	Akaike info criterion		2.146667
Sum squared resid	8.203181	Schwarz criterion		2.246240
Log likelihood	-19.46667	Hannan-Quinn criter.		2.166105
F-statistic	55.93502	Durbin-Watson stat		2.054502
Prob(F-statistic)	0.000001			

Prob (T_{stat}) = 0.0000 est inférieure au seuil de signification $\alpha = 0.05$, donc on rejette l'hypothèse nulle H_0 . D'où la série temporelle Y_1 ou IDE_{US-CA} est stationnaire à la deuxième différence c'est-à-dire qu'elle est intégrée d'ordre 2, *i.e.* $Y_1 \sim I(2)$.

- Pour la série IDE_{CH-CA} symbolisée par Y_2

Sortie des résultatsNull Hypothesis: Y_2 has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 4 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	3.967279	1.0000
Test critical values:		
1% level	-3.857386	
5% level	-3.040391	
10% level	-2.660551	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations and may not be accurate for a sample size of 18

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: $D(Y_2)$

Method: Least Squares

Date: 09/12/17 Time: 11:23

Sample (adjusted): 1998 2015

Included observations: 18 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
$Y_2(-1)$	0.765183	0.192873	3.967279	0.0019
$D(Y_2(-1))$	-0.599544	0.311508	-1.924648	0.0783
$D(Y_2(-2))$	-0.672678	0.355342	-1.893045	0.0827
$D(Y_2(-3))$	-0.350065	0.600697	-0.582765	0.5708
$D(Y_2(-4))$	-2.438317	0.556455	-4.381878	0.0009
C	-26205.43	9386.625	-2.791784	0.0163
R-squared	0.846909	Mean dependent var		15382.62
Adjusted R-squared	0.783121	S.D. dependent var		27589.98
S.E. of regression	12848.74	Akaike info criterion		22.02108
Sum squared resid	1.98E+09	Schwarz criterion		22.31787
Log likelihood	-192.1897	Hannan-Quinn criter.		22.06200
F-statistic	13.27692	Durbin-Watson stat		1.775334
Prob(F-statistic)	0.000153			

Prob (T_{stat}) = 1.000 est supérieure au seuil de signification $\alpha = 0.05$, donc on ne peut pas rejeter l'hypothèse nulle H_0 . D'où la série temporelle Y_2 ou IDE_{CH-CA} est non stationnaire.

Donc il faut reprendre le test de stationnarité en utilisant la première différence, ΔY_2 .

Sortie des résultats

Null Hypothesis: $D(Y_2)$ has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.590590	0.1700
Test critical values: 1% level	-3.788030	
5% level	-3.012363	
10% level	-2.646119	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: $D(Y_{2,2})$
 Method: Least Squares
 Date: 09/26/17 Time: 19:45
 Sample (adjusted): 1995 2015
 Included observations: 21 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
$D(Y_2(-1))$	-1.139298	0.248181	-4.590590	0.0032
C	0.106417	0.147977	0.719145	0.4808
R-squared	0.525871	Mean dependent var		0.066052
Adjusted R-squared	0.500917	S.D. dependent var		0.958188
S.E. of regression	0.676920	Akaike info criterion		2.147864
Sum squared resid	8.706180	Schwarz criterion		2.247342
Log likelihood	-20.55257	Hannan-Quinn criter.		2.169453
F-statistic	21.07352	Durbin-Watson stat		1.843969
Prob(F-statistic)	0.000200			

Prob (T_stat) = 0.1700 est supérieure au seuil de signification $\alpha = 0.05$, donc on ne peut pas rejeter l'hypothèse nulle H_0 . D'où la série temporelle Y_2 ou IDE_{CH-CA} est non stationnaire à la première différence.

Donc il faut reprendre le test de stationnarité en utilisant la deuxième différence, $\Delta^2 Y_2$.

Sortie des résultats

Null Hypothesis: $D(Y_{2,2})$ has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.069486	0.0070
Test critical values:		
1% level	-3.886751	
5% level	-3.052169	
10% level	-2.666593	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations and may not be accurate for a sample size of 17

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: $D(Y_{2,3})$

Method: Least Squares

Date: 09/26/17 Time: 19:49

Sample (adjusted): 1999 2015

Included observations: 17 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
$D(Y_2(-1),2)$	-3.227570	0.793115	-4.069486	0.0016
$D(Y_2(-1),3)$	1.446143	0.658996	2.194462	0.0486
$D(Y_2(-2),3)$	1.196799	0.486853	2.458233	0.0301
$D(Y_2(-3),3)$	0.622850	0.265542	2.345577	0.0370
C	0.033704	0.199708	0.168767	0.8688
R-squared	0.839976	Mean dependent var		0.115041
Adjusted R-squared	0.786635	S.D. dependent var		1.776830
S.E. of regression	0.820744	Akaike info criterion		2.682718
Sum squared resid	8.083453	Schwarz criterion		2.927781
Log likelihood	-17.80310	Hannan-Quinn criter.		2.707078
F-statistic	15.74719	Durbin-Watson stat		1.416631
Prob(F-statistic)	0.000101			

Prob (T_{stat}) = 0.0070 est inférieure au seuil de signification $\alpha = 0.05$, donc on rejette l'hypothèse nulle H_0 . D'où la série temporelle Y_2 ou IDE_{CH-CA} est stationnaire à la deuxième différence c'est-à-dire qu'elle est intégrée d'ordre 2, *i.e.* $Y_2 \sim I(2)$.

- Pour la série chronologique IDE_{GB-CA} symbolisée par Y_3

Sortie des résultats

Null Hypothesis: Y_3 has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.234005	0.2007
Test critical values: 1% level	-3.769597	
5% level	-3.004861	
10% level	-2.642242	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: $D(Y_3)$

Method: Least Squares

Date: 09/12/17 Time: 11:25

Sample (adjusted): 1994 2015

Included observations: 22 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
$Y_3(-1)$	-0.377117	0.168808	-2.234005	0.0371
C	24023.96	12529.66	1.917367	0.0696

R-squared	0.199705	Mean dependent var	1124.015
Adjusted R-squared	0.159690	S.D. dependent var	36867.80
S.E. of regression	33796.13	Akaike info criterion	23.78059
Sum squared resid	2.28E+10	Schwarz criterion	23.87977
Log likelihood	-259.5865	Hannan-Quinn criter.	23.80395
F-statistic	4.990778	Durbin-Watson stat	1.689675
Prob(F-statistic)	0.037061		

Prob (T_{stat}) = 0.2007 est supérieure au seuil de signification $\alpha = 0.05$, donc on ne peut pas rejeter l'hypothèse nulle H_0 . D'où la série temporelle Y_3 ou IDE_{GB-CA} est non stationnaire.

Donc il faut reprendre le test de stationnarité en utilisant la première différence, ΔY_3 .

Sortie des résultats

Null Hypothesis: D(Y_3) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.874431	0.9000
Test critical values:		
1% level	-3.788030	
5% level	-3.012363	
10% level	-2.646119	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D($Y_{3,2}$)
 Method: Least Squares
 Date: 09/26/17 Time: 19:53
 Sample (adjusted): 1995 2015
 Included observations: 21 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D($Y_3(-1)$)	-1.114895	0.228723	-4.874431	0.0301
C	0.119661	0.041812	2.861895	0.0100
R-squared	0.555660	Mean dependent var		0.000749
Adjusted R-squared	0.532274	S.D. dependent var		0.227534
S.E. of regression	0.155612	Akaike info criterion		-0.792510
Sum squared resid	0.460087	Schwarz criterion		-0.693031
Log likelihood	10.32135	Hannan-Quinn criter.		-0.770920
F-statistic	23.76008	Durbin-Watson stat		1.966965
Prob(F-statistic)	0.000105			

Prob (T_{stat}) = 0.9000 est supérieure au seuil de signification $\alpha = 0.05$, donc on ne peut pas rejeter l'hypothèse nulle H_0 . D'où la série temporelle Y_3 ou IDE_{GB-CA} est non stationnaire à la première différence.

Donc il faut reprendre le test de stationnarité en utilisant la deuxième différence, $\Delta^2 Y_3$.

Sortie des résultats

Null Hypothesis: $D(Y_{3,2})$ has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.598655	0.0124
Test critical values:		
1% level	-3.886751	
5% level	-3.052169	
10% level	-2.666593	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations and may not be accurate for a sample size of 17

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: $D(Y_{3,3})$

Method: Least Squares

Date: 09/26/17 Time: 19:56

Sample (adjusted): 1999 2015

Included observations: 17 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
$D(Y_3(-1),2)$	-2.538520	0.976859	-2.598655	0.0213
$D(Y_3(-1),3)$	0.887640	0.880905	1.007646	0.3335
$D(Y_3(-2),3)$	0.318217	0.665826	0.477928	0.6413
$D(Y_3(-3),3)$	0.513882	0.369401	1.391122	0.1894
C	0.029803	0.038123	0.781769	0.4495
R-squared	0.912449	Mean dependent var		0.008436
Adjusted R-squared	0.883265	S.D. dependent var		0.447927
S.E. of regression	0.153041	Akaike info criterion		-0.676291
Sum squared resid	0.281059	Schwarz criterion		-0.431228
Log likelihood	10.74847	Hannan-Quinn criter.		-0.651931
F-statistic	31.26560	Durbin-Watson stat		1.810746
Prob(F-statistic)	0.000003			

Prob (T_{stat}) = 0.0124 est inférieure au seuil de signification $\alpha = 0.05$, donc on rejette

l'hypothèse nulle H_0 . D'où la série temporelle Y_3 ou IDE_{GB-CA} est stationnaire à la deuxième différence c'est-à-dire qu'elle est intégrée d'ordre 2, *i.e.* $Y_3 \sim I(2)$.

Les séries chronologiques investissements directs étrangers sont stationnaires à la deuxième différence, d'où elles sont intégrées d'ordre 2.

Donc toutes les séries temporelles relatives à l'étude sont intégrées d'ordre 2 d'où il est nécessaire de faire le test de cointégration après avoir effectué la modélisation empirique autrement dit l'analyse des données.

IV. Analyse empirique :

Il s'agit de l'analyse économétrique c'est-à-dire l'utilisation des méthodes ou tests économétriques appropriés afin de résoudre la problématique de recherche en question. Autrement dit, l'objectif principal est d'analyser puis déterminer à partir des séries chronologiques l'impact de la volatilité annuelle des changes, des risques politiques et des risques économiques (ou Score de risques global) sur les investissements directs étrangers des États-Unis, de la Chine et de la Grande Bretagne au Canada. Elle consiste aussi à vérifier les trois hypothèses mentionnées ci-dessus. Pour se faire, on va procéder ainsi :

D'abord, pour vérifier l'effet de la volatilité annuelle des changes, des risques politiques et des risques économiques sur les investissements directs étrangers, nous allons faire recours à tous les tests économétriques appropriés à notre cas d'espèces. Quatre variables sont définies afin de modéliser le problème en question. En effet, les trois variables représentent les régresseurs ou variables explicatives (fluctuation annuelle des changes des États-Unis, de la Chine et de la Grande Bretagne par rapport à la devise canadienne, risques politiques et risques économiques du Canada ou Score de risques global du Canada) et la quatrième correspond à la variable expliquée (poids global des investissements directs étrangers en dollars des trois pays en question au Canada).

En outre, la méthode des moindres carrées ordinaires est utilisée pour tester le lien éventuel existant entre ces quatre variables en question (volatilité annuelle des changes des États-Unis, de la Chine et de la Grande Bretagne, les risques politiques et les risques économiques du Canada et investissements directs étrangers des trois individus étudiés au Canada).

De plus, en ce qui concerne l'étude d'évaluation d'impact de la fluctuation annuelle des changes, des risques politiques et des risques économiques sur les investissements directs étrangers (États-Unis, Grande Bretagne et Chine) au Canada, la méthode des moindres carrées ordinaires (MCO) s'applique pour l'estimation du modèle de régression linéaire. En effet, il s'agit d'utiliser cinq coupes transversales et des données réparties sur 22 ans (1993-2015).

Ainsi, nous définissons les trois équations suivantes :

- Les investissements directs étrangers des États-Unis (en USD) au Canada comme variable expliquée (Y_{1t}) de 1993 à 2015 en fonction de la volatilité annuelle des changes des États-Unis (X_{1t}) par rapport à la devise canadienne (USD/CAD), du Score de risques global (X_{4t}) du Canada comme variables explicatives.

$$(1) \quad \text{Log}(Y_{1t}) = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{4t} + \varepsilon_{1t}$$

- Les investissements directs étrangers de la Chine (en USD) vers le Canada comme variable dépendante (Y_{2t}) de 1993 à 2015 en fonction de la variation annuelle des changes de la Chine (Z_{1t}) par rapport à la devise canadienne (Yuan/CAD), des risques politiques (X_{2t}) et des risques économiques (X_{3t}) du Canada comme variables indépendantes.

$$(2) \quad \text{Log}(Y_{2t}) = \alpha_0 + \alpha_1 Z_{1t} + \alpha_2 X_{2t} + \alpha_3 X_{3t} + \varepsilon_{2t}$$

- Les investissements directs étrangers de la Grande Bretagne (en USD) au Canada comme variable expliquée (Y_{3t}) de 1993 à 2015 en fonction de la fluctuation annuelle des changes de la Grande Bretagne (X'_{1t}) par rapport à la devise canadienne (GBP/CAD), des risques politiques (X_{2t}) et des risques économiques (X_{3t}) du Canada comme variables explicatives.

$$(3) \quad \text{Log}(Y_{3t}) = \beta'_0 + \beta'_1 X'_{1t} + \beta'_2 X_{2t} + \beta'_3 X_{3t} + \varepsilon_{3t}$$

Étant donné que les taux de changes des États-Unis, de la Chine et de la Grande Bretagne par rapport à la devise canadienne sont tous corrélées alors on pourrait mettre ensemble les équations en un système, c'est une éventualité.

Sachant aussi que les séries concernées sont tous non-stationnaires, on n'estime pas directement ces trois modèles pour éviter d'avoir des relations fallacieuses. En revanche, on va tester d'abord l'existence de cointégration.

V. Test de Cointégration:

Selon Togba et Tsasa (2013), en scrutant les relations d'équilibre de long terme des variables, l'analyse de la cointégration permet d'identifier l'existence de série suivant un même sentier d'équilibre de long terme (l'existence d'un éventuel vecteur de cointégration) et d'éliminer son effet le cas échéant. Autrement dit, elle consiste à vérifier s'il existe une relation (une combinaison linéaire) de long terme entre les variables non stationnaires, la cointégration implique un comportement semblable dans le temps et ne peut durablement diverger.

Définition : Des séries temporelles $W_{1t}, W_{2t}, \dots, W_{kt}$ sont dites cointégrées d'ordre (d, b) , noté par $(W_{1t}, W_{2t}, \dots, W_{kt}) \sim CI(d, b)$, lorsque les deux conditions suivantes se vérifient.

- (i) $W_{1t}, W_{2t}, \dots, W_{kt}$ sont tous intégrés d'ordre d et que par ailleurs,
- (ii) il existe une combinaison linéaire non-nulle $\lambda_1 W_{1t} + \lambda_2 W_{2t} + \dots + \lambda_k W_{kt} \sim I(d-b)$.

On sait que, selon nos tests de stationnarité faits ci-dessus, toutes les séries concernées sont $I(2)$. Pour tester la cointégration des série $\text{Log}(Y_{1t}), X_{1t}$ et X_{4t} ; celle de $\text{Log}(Y_{3t}), Z_{1t}, X_{2t}$, et X_{3t} et enfin celle de $\text{Log}(Y_{3t}), X'_{1t}, X_{2t}$, et X_{3t} , nous allons vérifier la stationnarité ou l'ordre d'intégration des résidus e_{1t}, e_{2t} et e_{3t} générés respectivement par l'estimation des modèles de régression (1), (2) et (3).

- Pour les résidus du modèle (1) symbolisés par e_{1t}

Sortie des résultatsNull Hypothesis: e_{1t} has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.173850	0.0356
Test critical values:		
1% level	-3.769597	
5% level	-3.004861	
10% level	-2.642242	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: $D(e_{1t})$

Method: Least Squares

Date: 09/27/17 Time: 11:24

Sample (adjusted): 1994 2015

Included observations: 22 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
$e_{1t}(-1)$	-0.778757	0.245367	-3.173850	0.0048
C	3117.802	19037.22	0.163774	0.8716
R-squared	0.334959	Mean dependent var		9501.266
Adjusted R-squared	0.301707	S.D. dependent var		106257.2
S.E. of regression	88792.74	Akaike info criterion		25.71251
Sum squared resid	1.58E+11	Schwarz criterion		25.81169
Log likelihood	-280.8376	Hannan-Quinn criter.		25.73587
F-statistic	10.07332	Durbin-Watson stat		1.671860
Prob(F-statistic)	0.004773			

Prob (T_{stat}) = 0.0356 est inférieure au seuil de signification $\alpha = 0.05$, donc on rejette l'hypothèse nulle H_0 . D'où les résidus e_{1t} du modèle (1) sont stationnaires autrement dit, ils sont intégrés d'ordre 0 ou $e_{1t} \sim I(0)$.

$$(1) \quad \text{Log}(Y_{1t}) = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{4t} + \varepsilon_{1t}$$

$$\quad \quad \quad I(2) \quad \quad \quad I(2) \quad \quad I(2) \quad \quad I(0)$$

On peut conclure que $\text{Log}(Y_{1t})$, X_{1t} et X_{4t} sont cointégrés d'ordre (2, 2), soit CI(2,2). Ainsi, modèle (1) est retenu puisque $\text{Prob}(F\text{-statistic}) < 0.05$ et le modèle est considéré globalement significatif.

- Pour les résidus du modèle (2) symbolisés par e_{2t}

Sortie des résultats

Null Hypothesis: e_{2t} has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.725287	0.0858
Test critical values:		
1% level	-3.769597	
5% level	-3.004861	
10% level	-2.642242	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: $D(e_{2t})$

Method: Least Squares

Date: 09/27/17 Time: 11:33

Sample (adjusted): 1994 2015

Included observations: 22 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
$e_{2t}(-1)$	-0.631648	0.231773	-2.725287	0.0130
C	7851.887	9309.546	0.843423	0.4090
R-squared	0.270797	Mean dependent var		12026.66
Adjusted R-squared	0.234336	S.D. dependent var		49222.12
S.E. of regression	43070.44	Akaike info criterion		24.26557
Sum squared resid	3.71E+10	Schwarz criterion		24.36476
Log likelihood	-264.9213	Hannan-Quinn criter.		24.28893
F-statistic	7.427189	Durbin-Watson stat		1.013160
Prob(F-statistic)	0.013035			

$\text{Prob}(T_stat) = 0.0858$ est supérieure au seuil de signification $\alpha = 0.05$, donc on ne peut pas rejeter l'hypothèse nulle H_0 . D'où les résidus e_{2t} du modèle (2) sont non stationnaires.

Donc il faut reprendre le test de stationnarité en utilisant la première différence.

Sortie des résultats

Null Hypothesis: $D(e_{2t})$ has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.614056	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.788030	
5% level	-3.012363	
10% level	-2.646119	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: $D(e_{2t,2})$

Method: Least Squares

Date: 09/27/17 Time: 11:34

Sample (adjusted): 1995 2015

Included observations: 21 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
$D(e_{2t}(-1))$	-1.142094	0.172677	-6.614056	0.0000
C	6000.015	8162.678	0.735055	0.4713
R-squared	0.697191	Mean dependent var	-3795.794	
Adjusted R-squared	0.681253	S.D. dependent var	65155.38	
S.E. of regression	36785.21	Akaike info criterion	23.95397	
Sum squared resid	2.57E+10	Schwarz criterion	24.05345	
Log likelihood	-249.5167	Hannan-Quinn criter.	23.97556	
F-statistic	43.74574	Durbin-Watson stat	1.571393	
Prob(F-statistic)	0.000002			

Prob (T_{stat}) = 0.0000 est inférieure au seuil de signification $\alpha = 0.05$, donc on rejette l'hypothèse nulle H_0 . D'où Δe_{2t} est stationnaire, *i.e.* $e_{2t} \sim I(1)$.

Par ailleurs, remplaçons le modèle (2) par :

$$(2') \quad \Delta \text{Log}(Y_{2t}) = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta Z_{1t} + \alpha_2 \Delta X_{2t} + \alpha_3 \Delta X_{3t} + e_{2t}$$

I(2) I(2) I(2) I(2) I(1)

On peut conclure que $\text{Log}(Y_{2t})$, Z_{1t} , X_{2t} , et X_{3t} sont cointégrés d'ordre (2, 1), noté CI(2,1).

- Pour les résidus du modèle (3) symbolisés par e_{3t}

Sortie des résultats

Null Hypothesis: e_{3t} has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.979683	0.0526
Test critical values:		
1% level	-3.769597	
5% level	-3.004861	
10% level	-2.642242	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: $D(e_{3t})$

Method: Least Squares

Date: 09/27/17 Time: 11:45

Sample (adjusted): 1994 2015

Included observations: 22 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
$e_{3t}(-1)$	-0.614332	0.206174	-2.979683	0.0074
C	-1591.426	5173.464	-0.307613	0.7616
R-squared	0.307444	Mean dependent var		-204.3655
Adjusted R-squared	0.272816	S.D. dependent var		28340.36
S.E. of regression	24167.27	Akaike info criterion		23.10989
Sum squared resid	1.17E+10	Schwarz criterion		23.20908
Log likelihood	-252.2088	Hannan-Quinn criter.		23.13326
F-statistic	8.878513	Durbin-Watson stat		1.954262
Prob(F-statistic)	0.007407			

Prob (T_{stat}) = 0.0526 est supérieure au seuil de signification $\alpha = 0.05$, donc on ne peut pas rejeter l'hypothèse nulle H_0 . D'où les résidus e_{3t} du modèle (3) sont non stationnaires.

Donc il faut reprendre le test de stationnarité en utilisant la première différence.

Sortie des résultats

Null Hypothesis: $D(e_{3t})$ has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.791364	0.0001
Test critical values:		
1% level	-3.788030	
5% level	-3.012363	
10% level	-2.646119	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: $D(e_{3t,2})$

Method: Least Squares

Date: 09/27/17 Time: 11:47

Sample (adjusted): 1995 2015

Included observations: 21 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
$D(e_{3t}(-1))$	-1.273628	0.219919	-5.791364	0.0000
C	-785.3998	6231.700	-0.126033	0.9010
R-squared	0.638370	Mean dependent var		-368.8622
Adjusted R-squared	0.619337	S.D. dependent var		46282.50
S.E. of regression	28555.33	Akaike info criterion		23.44747
Sum squared resid	1.55E+10	Schwarz criterion		23.54695
Log likelihood	-244.1984	Hannan-Quinn criter.		23.46906
F-statistic	33.53989	Durbin-Watson stat		2.018182
Prob(F-statistic)	0.000014			

Prob (T_{stat}) = 0.0001 est inférieure au seuil de signification $\alpha = 0.05$, donc on rejette l'hypothèse nulle H_0 . D'où Δe_{3t} est stationnaire, *i.e.* $e_{3t} \sim I(1)$.

Par ailleurs, remplaçons le modèle (3) par :

$$(3)' \quad \Delta \text{Log}(Y_{3t}) = \beta'_0 + \beta'_1 \Delta X'_{1t} + \beta'_2 \Delta X_{2t} + \beta'_3 \Delta X_{3t} + e_{3t}$$

Donc, on peut conclure que $\text{Log}(Y_{3t})$, X'_{1t} , X_{2t} , et X_{3t} sont cointégrés d'ordre (2, 1), noté CI(2,1).

VI. Présentation et discussion des résultats :

Cette partie repose essentiellement sur la présentation et l'interprétation des différents résultats empiriques issus de l'analyse des données. En effet, elle permet de confirmer ou d'infirmer les hypothèses à tester ou de répondre à la problématique de recherche en question.

- Résultats empiriques obtenus de l'estimation de l'équation $\text{Log}(Y_{1t})$

Sortie des résultats

Dependent Variable: $\text{Log}(Y_{1t})$

Method: Least Squares

Date: 09/23/17 Time: 11:07

Sample: 1993 2015

Included observations: 23

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.469200	0.281249	8.779396	0.0000
X_1	-0.148160	0.070890	-2.089982	0.0503
X_4	0.018877	0.008380	2.252621	0.0363
R-squared	0.621231	Mean dependent var	2.371987	
Adjusted R-squared	0.561426	S.D. dependent var	0.071933	
S.E. of regression	0.047637	Akaike info criterion	-3.093629	
Sum squared resid	0.043117	Schwarz criterion	-2.896152	
Log likelihood	39.57673	Hannan-Quinn criter.	-3.043964	
F-statistic	10.38752	Durbin-Watson stat	1.163760	
Prob(F-statistic)	0.000289			

Vue que le p -value de X_1 est juste légèrement plus grand que le seuil de 0.05, on est prêt à l'accepter comme explicateur, étant donné notre but de recherche, car le p -value de F -statistic est suffisamment petit et le modèle est globalement significatif. Le modèle estimé s'écrit,

$$(1) \quad \text{Log}(Y_{1t}) = 2.469200 - 0.148160 X_{1t} + 0.018877 X_{4t} + e_{1t}$$

a) Interprétation économique des paramètres estimés du modèle $\text{Log}(Y_{1t})$:

Le coefficient estimé de X_1 est l'effet marginal du taux de change USD/CAD, soit

$$\frac{\partial \text{Log}(Y_{1t})}{\partial X_{1t}} \approx -0.14816.$$

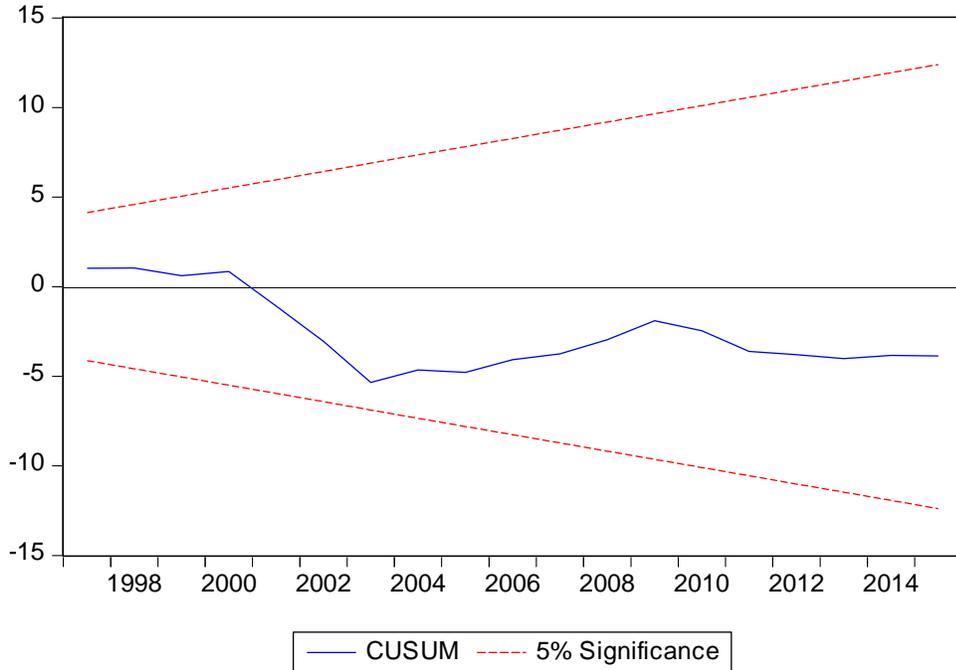
Cela implique qu'une baisse de 1% dans USD/CAD, soit le dollar américain s'apprécie de 1%, peut attirer une augmentation de $(0.14816 * X_{1t})$ pourcent des investissements directs par les américains au Canada. Le coefficient estimé de X_4 est positif, soit

$$\frac{\partial \text{Log}(Y_{1t})}{\partial X_{4t}} = 0.018877 > 0.$$

Ceci implique qu'une hausse de 1% dans le score du risque pays (global) du Canada, *i.e.* le Canada devient moins risqué, peut attirer un investissement supplémentaire des américains au Canada, de $(0.018877 * X_4)$ pourcent.

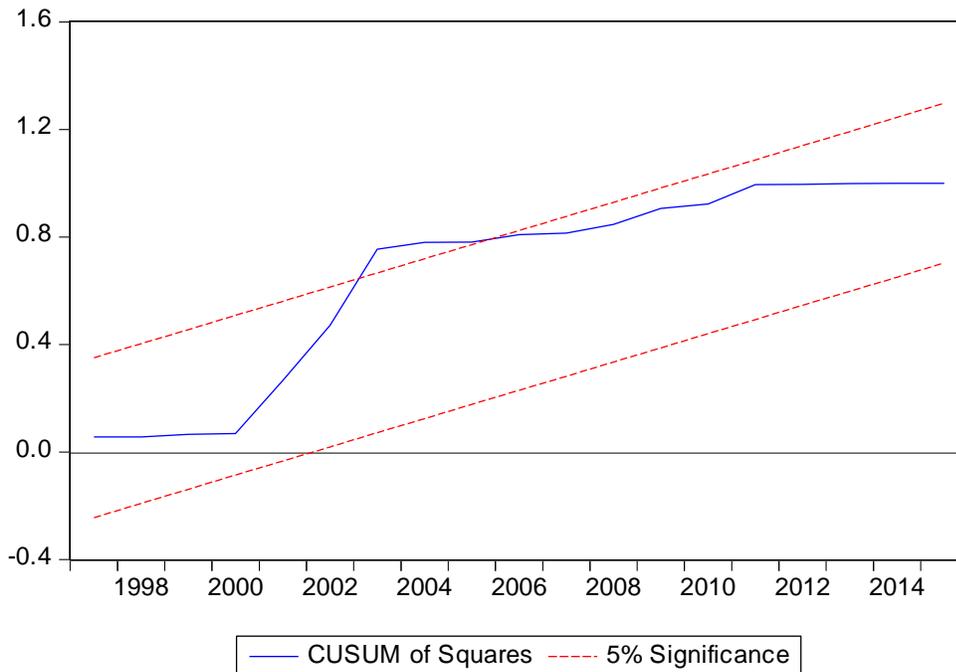
b) Tests CUSUM de Brown, Durbin et Evans :

*** Test Cusum (simple) : Test de stabilité structurelle**



La courbe ne sort pas du corridor, on ne rejette pas l'hypothèse de stabilité des coefficients. Donc au seuil de 5% les coefficients du modèle sont structurellement stables.

*** Test Cusum carrée : Test de stabilité ponctuelle**



La courbe ne sort pas du corridor, on ne rejette pas l'hypothèse de stabilité des coefficients. Donc au seuil de 5% les coefficients du modèle sont ponctuellement stables.

c) Test de corrélation des erreurs de Breusch-Godfrey :

Il s'agit de tester l'hypothèse selon laquelle les erreurs du modèle ne sont pas corrélées. Ce test peut être utilisé même dans les cas où le test de Durbin-Watson ne s'applique pas. L'idée générale du test consiste à rechercher une relation significative entre le résidu et ce même résidu décalé. De ce fait, les hypothèses nulle et alternative s'écrivent :

$H_0 : Cov(\varepsilon_t, \varepsilon_{t'}) = 0 \quad \forall t \neq t' \llcorner \text{les erreurs sont non corrélées} \llcorner$

$H_1 : \exists (t, t') \text{ tel que } Cov(\varepsilon_t, \varepsilon_{t'}) \neq 0 \llcorner \text{les erreurs sont corrélées} \llcorner$

Sortie des résultats

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	6.320925	Prob. F(1,18)	0.0223
Obs*R-squared	6.233940	Prob. Chi-Square(1)	0.0125

Les deux probabilités sont inférieures à 0,05; on rejette l'hypothèse de non corrélation des erreurs. Donc au seuil de 5% les erreurs du modèle sont corrélées.

Comme les erreurs sont corrélées il faut estimer les paramètres du modèle avec une autre méthode.

- **Estimation des paramètres par la méthode de Cochrane-Orcutt de l'équation $\text{Log}(Y_{1t})$ ou du modèle (1)**

Il s'agit dans ce cas de reestimer l'équation du modèle proposé.

Sortie des résultatsDependent Variable: Log(Y₁)

Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)

Date: 09/23/17 Time: 11:12

Sample: 1993 2015

Included observations: 23

Convergence achieved after 24 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	13.34843	4.640902	2.876258	0.0105
X ₁	-1.751624	1.027318	-1.705045	0.1064
X ₄	0.123427	0.160792	0.767616	0.4532
AR(1)	0.460231	0.178961	2.571681	0.0198
SIGMASQ	0.173034	0.081225	2.130291	0.0481
R-squared	0.687982	Mean dependent var		10.74285
Adjusted R-squared	0.596212	S.D. dependent var		0.761427
S.E. of regression	0.483844	Akaike info criterion		1.615697
Sum squared resid	3.979777	Schwarz criterion		1.911912
Log likelihood	-12.58051	Hannan-Quinn criter.		1.690194
F-statistic	7.496806	Durbin-Watson stat		1.828597
Prob(F-statistic)	0.000703			
Inverted AR Roots	.46			

La méthode de Cochrane-Orcutt a-t-elle corrigé la corrélation des erreurs ?

Il faut reprendre le test de Breusch-Godfrey pour voir si la méthode a permis de corriger la corrélation des erreurs.

Sortie des résultats

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.836596	Prob. F(2,17)	0.1896
Obs*R-squared	4.086625	Prob. Chi-Square(2)	0.1296

Les deux probabilités sont supérieures à 0,05, on ne rejette pas l'hypothèse de non corrélation des erreurs. Donc au seuil de 5% les erreurs du modèle obtenues par la méthode de Cochrane-Orcutt sont non corrélées.

Par conséquent la méthode de Cochrane-Orcutt a permis de corriger la corrélation des erreurs.

d) Test de normalité et lognormalité :

Les hypothèses nulle et alternative s'écrivent comme suit :

H_0 : La variable X suit une loi normale $N(m, \sigma)$

H_1 : La variable X ne suit pas une loi normale $N(m, \sigma)$

Sortie des résultats

	Y ₁	X ₁	X ₄	LOG(Y ₁)	LOG(X ₁)	LOG(X ₄)
Mean	10.74285	1.265652	24.72652	2.371794	0.224829	3.206010
Median	10.86760	1.290000	24.37000	2.385786	0.254642	3.193353
Maximum	12.08299	1.570000	28.00000	2.491799	0.451076	3.332205
Minimum	9.132677	0.990000	21.80000	2.211859	-0.010050	3.081910
Std. Dev.	0.761427	0.188241	1.547531	0.071873	0.150656	0.062442
Skewness	-0.264695	0.010006	0.195401	-0.407010	-0.132453	0.065320
Kurtosis	2.418480	1.670769	2.441334	2.519638	1.647543	2.439746
Jarque-Bera	0.592652	1.693619	0.445466	0.856152	1.820178	0.317162
Probability	0.743545	0.428781	0.800328	0.651762	0.402488	0.853354
Sum	247.0857	29.11000	568.7100	54.55127	5.171064	73.73822
Sum Sq. Dev.	12.75496	0.779565	52.68672	0.113647	0.499338	0.085778
Observations	23	23	23	23	23	23

Au seuil de 5%, on constate que la Probabilité associée à la statistique de JB est supérieure au risque 0,05. On ne rejette pas l'hypothèse H_0 . Donc les variables Y_1 , X_1 , X_4 , $\text{Log}(Y_1)$, $\text{Log}(X_1)$ et $\text{Log}(X_4)$ suivent chacune une loi normale et lognormale sur la période 1993 à 2015.

e) Test de Causalité de Granger :

Pour analyser le lien causal existant entre les variables économiques du modèle, il faut utiliser le test de causalité initiée pour la première fois par Granger en 1969. Il est devenu au fil du temps un cadre de réflexion aussi important que celui relatif à la mise en évidence des liaisons économétriques.

Par ailleurs, à partir de ce test, on peut montrer s'il s'agit d'un lien étroit entre les variables investissements directs étrangers des États-Unis au Canada et volatilité des changes US/CAD.

En effet, afin de fournir une analyse robuste des rapports entre les investissements directs étrangers des États-Unis au Canada et volatilité des changes US/CAD, il faut appliquer quelques tests de causalité de Granger. De ce fait, on vérifie, si les investissements directs étrangers causent la volatilité des changes ou si la fluctuation des changes cause les investissements directs étrangers.

Établirons, les modèles à tester :

$$(1) \quad \Delta^2 Y_{1t} = \alpha_0 + \alpha_{11} \Delta^2 Y_{1t-1} + \alpha_{12} \Delta^2 Y_{1t-2} + \alpha_{13} \Delta^2 Y_{1t-3} + \beta_{11} \Delta^2 X_{1t-1} + \beta_{12} \Delta^2 X_{1t-2} + \beta_{13} \Delta^2 X_{1t-3} + \varepsilon_{1t}$$

$$(2) \quad \Delta^2 X_{1t} = \beta_0 + \beta_{21} \Delta^2 X_{1t-1} + \beta_{22} \Delta^2 X_{1t-2} + \beta_{23} \Delta^2 X_{1t-3} + \alpha_{21} \Delta^2 Y_{1t-1} + \alpha_{22} \Delta^2 Y_{1t-2} + \alpha_{23} \Delta^2 Y_{1t-3} + \varepsilon_{2t}$$

Sortie des résultats

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 09/29/17 Time: 17:10

Sample: 1993 2015

Lags: 4

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
$\Delta^2 X_{1t}$ does not Granger Cause $\Delta^2 Y_{1t}$	19	2.19075	0.1434
$\Delta^2 Y_{1t}$ does not Granger Cause $\Delta^2 X_{1t}$		2.65061	0.0963

(1) Prob(F-statistic) = 0.0963 est supérieure au seuil de signification $\alpha = 0.05$ et on rejette l'hypothèse nulle. En conséquence, la volatilité des changes US/CAD est une cause Granger des investissements directs étrangers des États-Unis au Canada, au sens de seconde différence.

(2) Prob(F-statistic) = 0.1434 est aussi supérieure au seuil de signification $\alpha = 0.05$ et on rejette donc l'hypothèse nulle. Cela implique que les investissements directs étrangers des États-Unis au Canada sont aussi une cause Granger de la volatilité des changes US/CAD, au sens de seconde différence.

Ces conclusions impliquent :

- Si X_{1t} produit Y_{1t} , les retards de X_{1t} devraient être significatifs dans l'équation pour Y_{1t} , si tel est le cas, on dit que X_{1t} est la « cause Granger » de Y_{1t} ;

- Si Y_{1t} causent X_{1t} , les retards de Y_{1t} devraient être significatifs dans l'équation pour X_{1t} .

En outre, vérifions aussi si la variable explicative score de risque global du Canada est une cause Granger des investissements directs étrangers des États-Unis au Canada au sens de la seconde

différence, réciproquement, si les investissements directs étrangers des États-Unis au Canada sont une cause Granger de la variable explicative score de risque global du Canada.

De ce fait, les modèles à tester sont ainsi définis :

$$(3) \quad \Delta^2 Y_{1t} = \alpha_0 + \alpha_{11} \Delta^2 Y_{1t-1} + \alpha_{12} \Delta^2 Y_{1t-2} + \alpha_{13} \Delta^2 Y_{1t-3} + \beta_{11} \Delta^2 X_{4t-1} + \beta_{12} \Delta^2 X_{4t-2} + \beta_{13} \Delta^2 X_{4t-3} + \varepsilon_{3t}$$

$$(4) \quad \Delta^2 X_{4t} = \beta_0 + \beta_{21} \Delta^2 X_{4t-1} + \beta_{22} \Delta^2 X_{4t-2} + \beta_{23} \Delta^2 X_{4t-3} + \alpha_{21} \Delta^2 Y_{1t-1} + \alpha_{22} \Delta^2 Y_{1t-2} + \alpha_{23} \Delta^2 Y_{1t-3} + \varepsilon_{4t}$$

Sortie des résultats

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 10/05/17 Time: 10:40

Sample: 1993 2015

Lags: 4

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
$\Delta^2 X_{4t}$ does not Granger Cause $\Delta^2 Y_{1t}$	19	1.06363	0.4235
$\Delta^2 Y_{1t}$ does not Granger Cause $\Delta^2 X_{4t}$		2.69294	0.0929

(3) Prob(F-statistic) = 0.0929 est supérieure au seuil de signification $\alpha = 0.05$ et on rejette l'hypothèse nulle. En conséquence, la variable score de risque global du Canada est une cause Granger des investissements directs étrangers des États-Unis au Canada, au sens de seconde différence.

(4) Prob(F-statistic) = 0.4235 est aussi supérieure au seuil de signification $\alpha = 0.05$ et on rejette donc l'hypothèse nulle. Cela implique que les investissements directs étrangers des États-Unis au Canada sont aussi une cause Granger du score de risque global du Canada, au sens de seconde différence.

Ces conclusions impliquent :

- Si X_{4t} produit Y_{1t} , les retards de X_{4t} devraient être significatifs dans l'équation pour Y_{1t} , si tel est le cas, on dit que X_{4t} est la « cause Granger » de Y_{1t} ;
- Si Y_{1t} causent X_{4t} , les retards de Y_{1t} devraient être significatifs dans l'équation pour X_{4t} .

Résultats empiriques obtenus de l'estimation du modèle de correction d'erreur (2)'

Sortie des résultatsDependent Variable: $\Delta\text{Log}(Y_{2t})$

Method: Least Squares

Date: 09/29/17 Time: 11:37

Sample: 1993 2015

Included observations: 23

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.016963	0.093430	0.181553	0.8579
ΔZ_1	-0.501277	0.120475	-4.160830	0.0005
ΔX_2	0.342405	0.041353	8.280001	0.0000
ΔX_3	0.019131	0.042709	0.447933	0.6593
R-squared	0.976659	Mean dependent var	-0.444348	
Adjusted R-squared	0.972973	S.D. dependent var	2.671887	
S.E. of regression	0.439254	Akaike info criterion	1.349294	
Sum squared resid	3.665940	Schwarz criterion	1.546771	
Log likelihood	-11.51688	Hannan-Quinn criter.	1.398959	
F-statistic	265.0017	Durbin-Watson stat	2.121008	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Le modèle de correction d'erreur estimé s'écrit :

$$(2)' \quad \Delta\text{Log}(Y_{2t}) = 0.016963 - 0.501277 \Delta Z_{1t} + 0.342405 \Delta X_{2t} + 0.019131 \Delta X_{3t} + u_{2t}$$

Vue que le terme constant non-significatif ne cause pas de grand problème cependant, il est nécessaire de traiter attentivement la non-significativité de X_3 dans ce modèle. Étant donné que $\text{Prob}(F\text{-statistic}) \approx 0$, on ne peut pas simplement exclure X_3 dans le modèle. On peut essayer de remplacer le modèle (2)' par :

$$(2)'' \quad \Delta\text{Log}(Y_{2t}) = \phi_0 + \phi_1 \Delta Z_{1t} + \phi_4 \Delta X_{4t} + u_{2t}$$

- Résultats empiriques obtenus de l'estimation du modèle de correction d'erreur (2)''

Sortie des résultatsDependent Variable: $\Delta\text{Log}(Y_2)$

Method: Least Squares

Date: 10/01/17 Time: 11:13

Sample: 1993 2015

Included observations: 23

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.669947	0.196634	0.036441	0.0075
ΔZ_1	-0.124898	0.480162	-3.279082	0.0044
ΔX_4	0.897117	0.083107	0.310975	0.0041
R-squared	0.787020	Mean dependent var		11.18786
Adjusted R-squared	0.724379	S.D. dependent var		0.670738
S.E. of regression	0.352135	Akaike info criterion		0.969852
Sum squared resid	2.107979	Schwarz criterion		1.266068
Log likelihood	-5.153295	Hannan-Quinn criter.		1.044349
F-statistic	12.56396	Durbin-Watson stat		1.176953
Prob(F-statistic)	0.000033			

Le modèle estimé s'écrit :

$$(2)'' \quad \Delta\text{Log}(Y_{2t}) = 0.669947 - 0.124898\Delta Z_{1t} + 0.897117\Delta X_{4t} + u_{2t}$$

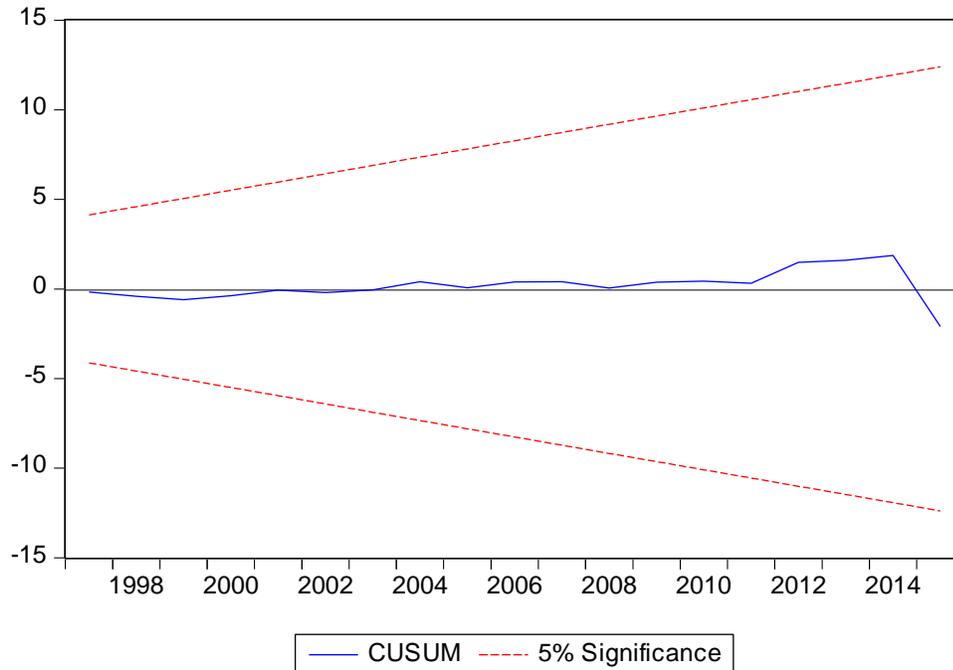
a) Interprétation économique des paramètres estimés du modèle $\text{Log}(Y_{2t})$:Le coefficient estimé de Z_1 est l'effet marginal du taux de change YUAN/CAD, soit

$$\frac{\partial \text{Log}(Y_{2t})}{\partial Z_{1t}} \approx -0.1248898.$$

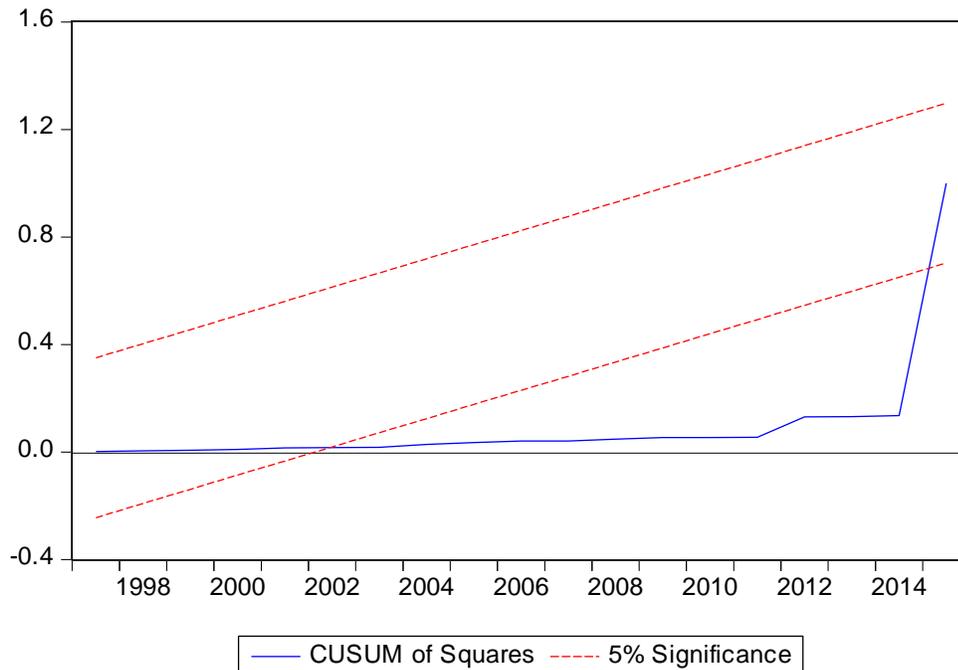
Cela implique qu'une baisse de 1% dans YUAN/CAD, soit le YUAN chinois s'apprécie de 1%, peut attirer une augmentation de $(0.124898 * Z_{1t})$ pourcent des investissements directs par les chinois au Canada. Le coefficient estimé de X_4 est positif, soit

$$\frac{\partial \text{Log}(Y_{2t})}{\partial X_{4t}} = 0.897117 > 0.$$

Cela implique qu'une hausse de 1% dans le score du risque pays (global) du Canada, *i.e.* le Canada devient moins risqué, peut attirer un investissement supplémentaire des chinois au Canada, de $(0.897117 * X_4)$ pourcent.

b) Tests CUSUM de Brown, Durbin et Evans :*** Test Cusum (simple) : Test de stabilité structurelle**

La courbe ne sort pas du corridor, on ne rejette pas l'hypothèse de stabilité des coefficients. Donc au seuil de 5% les coefficients du modèle sont structurellement stables.

* **Test Cusum carrée : Test de stabilité ponctuelle**

La courbe ne sort pas du corridor, on ne rejette pas l'hypothèse de stabilité des coefficients. Donc au seuil de 5% les coefficients du modèle sont ponctuellement stables.

c) Test de corrélation des erreurs de Breusch-Godfrey :

Il s'agit de tester l'hypothèse selon laquelle les erreurs du modèle ne sont pas corrélées. Ce test peut être utilisé même dans les cas où le test de Durbin-Watson ne s'applique pas. L'idée générale du test consiste à rechercher une relation significative entre le résidu et ce même résidu décalé. De ce fait, les hypothèses nulle et alternative s'écrivent :

$$H_0 : Cov(\varepsilon_t, \varepsilon_{t'}) = 0 \quad \forall t \neq t' \text{ « les erreurs sont non corrélées »}$$

$$H_1 : \exists (t, t') \text{ tel que } Cov(\varepsilon_t, \varepsilon_{t'}) \neq 0 \text{ « les erreurs sont corrélées »}$$

Sortie des résultats

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.398265	Prob. F(1,18)	0.5359
Obs*R-squared	0.497878	Prob. Chi-Square(1)	0.4804

Les deux probabilités sont supérieures à 0,05, on ne rejette pas l'hypothèse de non corrélation des erreurs. Donc au seuil de 5% les erreurs du modèle (2)' sont non corrélées.

d) Test de Causalité de Granger :

Pour analyser le lien causal existant entre les variables économiques du modèle, il faut utiliser le test de causalité initiée pour la première fois par Granger en 1969. Il est devenu au fil du temps un cadre de réflexion aussi important que celui relatif à la mise en évidence des liaisons économétriques.

Par ailleurs, à partir de ce test, on peut montrer s'il s'agit d'un lien étroit entre les variables investissements directs étrangers de la Chine au Canada et volatilité des changes YUAN/CAD.

En effet, afin de fournir une analyse robuste des rapports entre les investissements directs étrangers de la Chine au Canada et volatilité des changes YUAN/CAD, il faut appliquer quelques tests de causalité de Granger. De ce fait, on vérifie, si les investissements directs étrangers causent la volatilité des changes ou si la fluctuation des changes cause les investissements directs étrangers.

Établirons, les modèles à tester :

$$(1) \quad \Delta^2 Y_{2t} = \alpha_0 + \alpha_{11} \Delta^2 Y_{2t-1} + \alpha_{12} \Delta^2 Y_{2t-2} + \alpha_{13} \Delta^2 Y_{2t-3} + \beta_{11} \Delta^2 Z_{1t-1} + \beta_{12} \Delta^2 Z_{1t-2} + \beta_{13} \Delta^2 Z_{1t-3} + \varepsilon_{1t}$$

$$(2) \quad \Delta^2 Z_{1t} = \beta_0 + \beta_{21} \Delta^2 Z_{1t-1} + \beta_{22} \Delta^2 Z_{1t-2} + \beta_{23} \Delta^2 Z_{1t-3} + \alpha_{21} \Delta^2 Y_{2t-1} + \alpha_{22} \Delta^2 Y_{2t-2} + \alpha_{23} \Delta^2 Y_{2t-3} + \varepsilon_{2t}$$

Sortie des résultats

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 10/05/17 Time: 11:59

Sample: 1993 2015

Lags: 4

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
$\Delta^2 Z_1$ does not Granger Cause $\Delta^2 Y_2$	21	0.59096	0.5654
$\Delta^2 Y_2$ does not Granger Cause $\Delta^2 Z_1$		0.25984	0.7744

(1) Prob(F-statistic) = 0.7744 est supérieure au seuil de signification $\alpha = 0.05$ et on ne peut pas rejeter l'hypothèse nulle H_0 . Donc la volatilité des changes YUAN/CAD est une cause Granger des investissements directs étrangers de la Chine au Canada, au sens de seconde différence.

(2) Prob(F-statistic) = 0.5654 est supérieure au seuil de signification $\alpha = 0.05$ et on rejette donc l'hypothèse nulle. Cela implique que les investissements directs étrangers de la Chine au Canada sont une cause Granger de la volatilité des changes YUAN/CAD, au sens de seconde différence.

Ces conclusions impliquent :

- Si Z_{1t} produit Y_{2t} , les retards de Z_{1t} devraient être significatifs dans l'équation pour Y_{2t} , si tel est le cas, on dit que Z_{1t} est la « cause Granger » de Y_{2t} ;
- Si Y_{2t} causent Z_{1t} , les retards de Y_{2t} devraient être significatifs dans l'équation pour Z_{1t} .

En outre, vérifions aussi si la variable explicative score de risque global du Canada est une cause Granger des investissements directs étrangers de la Chine au Canada au sens de la seconde différence, réciproquement, si les investissements directs étrangers de la Chine au Canada sont une cause Granger de la variable explicative score de risque global du Canada.

De ce fait, les modèles à tester sont ainsi définis :

$$(3) \quad \Delta^2 Y_{2t} = \alpha_0 + \alpha_{11} \Delta^2 Y_{2t-1} + \alpha_{12} \Delta^2 Y_{2t-2} + \alpha_{13} \Delta^2 Y_{2t-3} + \beta_{11} \Delta^2 X_{4t-1} + \beta_{12} \Delta^2 X_{4t-2} + \beta_{13} \Delta^2 X_{4t-3} + \varepsilon_{3t}$$

$$(4) \quad \Delta^2 X_{4t} = \beta_0 + \beta_{21} \Delta^2 X_{4t-1} + \beta_{22} \Delta^2 X_{4t-2} + \beta_{23} \Delta^2 X_{4t-3} + \alpha_{21} \Delta^2 Y_{2t-1} + \alpha_{22} \Delta^2 Y_{2t-2} + \alpha_{23} \Delta^2 Y_{2t-3} + \varepsilon_{4t}$$

Sortie des résultats

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 10/05/17 Time: 10:41

Sample: 1993 2015

Lags: 4

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
$\Delta^2 X_{4t}$ does not Granger Cause $\Delta^2 Y_{2t}$	19	1.27438	0.3427
$\Delta^2 Y_{2t}$ does not Granger Cause $\Delta^2 X_{4t}$		1.28074	0.3405

(3) Prob(F-statistic) = 0.3405 est supérieure au seuil de signification $\alpha = 0.05$ et on rejette l'hypothèse nulle. En conséquence, la variable score de risque global du Canada est une cause Granger des investissements directs étrangers de la Chine au Canada, au sens de seconde différence.

(4) Prob(F-statistic) = 0.3427 est aussi supérieure au seuil de signification $\alpha = 0.05$ et on rejette donc l'hypothèse nulle. Cela implique que les investissements directs étrangers de la Chine au Canada sont aussi une cause Granger du score de risque global du Canada, au sens de seconde différence.

Ces conclusions impliquent :

- Si X_{4t} produit Y_{2t} , les retards de X_{4t} devraient être significatifs dans l'équation pour Y_{2t} , si tel est le cas, on dit que X_{4t} est la « cause Granger » de Y_{2t} ;
- Si Y_{2t} causent X_{4t} , les retards de Y_{2t} devraient être significatifs dans l'équation pour X_{4t} .

- ***Résultats empiriques obtenus de l'estimation du modèle de correction d'erreur (3)'***

Sortie des résultatsDependent Variable: $\Delta \text{Log}(Y_{3t})$

Method: Least Squares

Date: 09/29/17 Time: 12:09

Sample: 1993 2015

Included observations: 23

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.019623	0.163281	0.120179	0.9056
$\Delta X'_1$	-8.982775	3.820227	-2.351372	0.0296
ΔX_2	0.296645	0.097801	3.033148	0.0068
ΔX_3	0.045909	0.075205	0.610453	0.5488
R-squared	0.934775	Mean dependent var	-0.470998	
Adjusted R-squared	0.924476	S.D. dependent var	2.771938	
S.E. of regression	0.761774	Akaike info criterion	2.450437	
Sum squared resid	11.02569	Schwarz criterion	2.647914	
Log likelihood	-24.18002	Hannan-Quinn criter.	2.500102	
F-statistic	90.76602	Durbin-Watson stat	2.187630	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Le modèle de correction d'erreur estimé s'écrit :

$$(3)' \quad \Delta \text{Log}(Y_{3t}) = 0.019623 - 8.982775 \Delta X'_{1t} + 0.296645 \Delta X_{2t} + 0.045909 \Delta X_{3t} + u_{3t}$$

Vue que le terme constant non-significatif ne cause pas de grand problème cependant, il est nécessaire de traiter attentivement la non-significativité de X_3 dans ce modèle. Étant donné que $\text{Prob}(F\text{-statistic}) \approx 0$, on ne peut pas simplement exclure X_3 dans le modèle. On peut essayer de remplacer le modèle (3)' par :

$$(3)'' \quad \Delta \text{Log}(Y_{2t}) = \phi'_0 + \phi'_1 \Delta X'_{1t} + \phi'_4 \Delta X_{4t} + u_{3t}$$

- Résultats empiriques obtenus de l'estimation du modèle de correction d'erreur (3)''

Sortie des résultatsDependent Variable: $\Delta\text{Log}(Y_3)$

Method: Least Squares

Date: 10/01/17 Time: 11:31

Sample: 1993 2015

Included observations: 23

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.375847	0.218622	0.359916	0.0305
$\Delta X'_1$	-0.160666	0.970182	-2.055489	0.0255
ΔX_4	0.999456	0.900932	0.068113	0.0442
R-squared	0.649639	Mean dependent var		11.18786
Adjusted R-squared	0.546592	S.D. dependent var		0.670738
S.E. of regression	0.451645	Akaike info criterion		1.467618
Sum squared resid	3.467716	Schwarz criterion		1.763834
Log likelihood	-10.87761	Hannan-Quinn criter.		1.542116
F-statistic	6.304279	Durbin-Watson stat		1.207053
Prob(F-statistic)	0.001751			

Le modèle estimé s'écrit :

$$(3)'' \quad \Delta\text{Log}(Y_{2t}) = 0.375847 - 0.160666\Delta X'_1 + 0.999456\Delta X_{4t} + u_{3t}$$

a) Interprétation économique des paramètres estimés du modèle $\text{Log}(Y_{3t})$:Le coefficient estimé de X'_1 est l'effet marginal du taux de change GBP/CAD, soit

$$\frac{\partial \text{Log}(Y_{3t})}{\partial X'_1} \approx -0.160666.$$

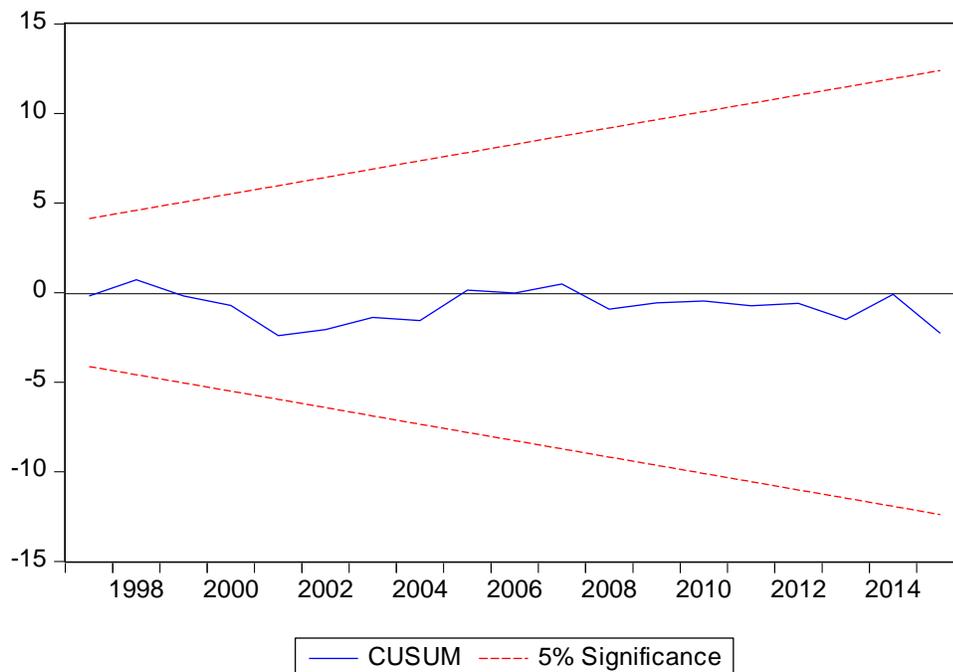
Cela implique qu'une baisse de 1% dans GBP/CAD, soit la livre sterling s'apprécie de 1%, peut attirer une augmentation de $(0.160666 * X'_1)$ pourcent des investissements directs par les britanniques au Canada. Le coefficient estimé de X_4 est positif, soit

$$\frac{\partial \text{Log}(Y_{3t})}{\partial X_{4t}} = 0.999456 > 0.$$

Cela implique qu'une hausse de 1% dans le score du risque pays (global) du Canada, *i.e.* le Canada devient moins risqué, peut attirer un investissement supplémentaire des britanniques au Canada, de $(0.999456 * X_4)$ pourcent.

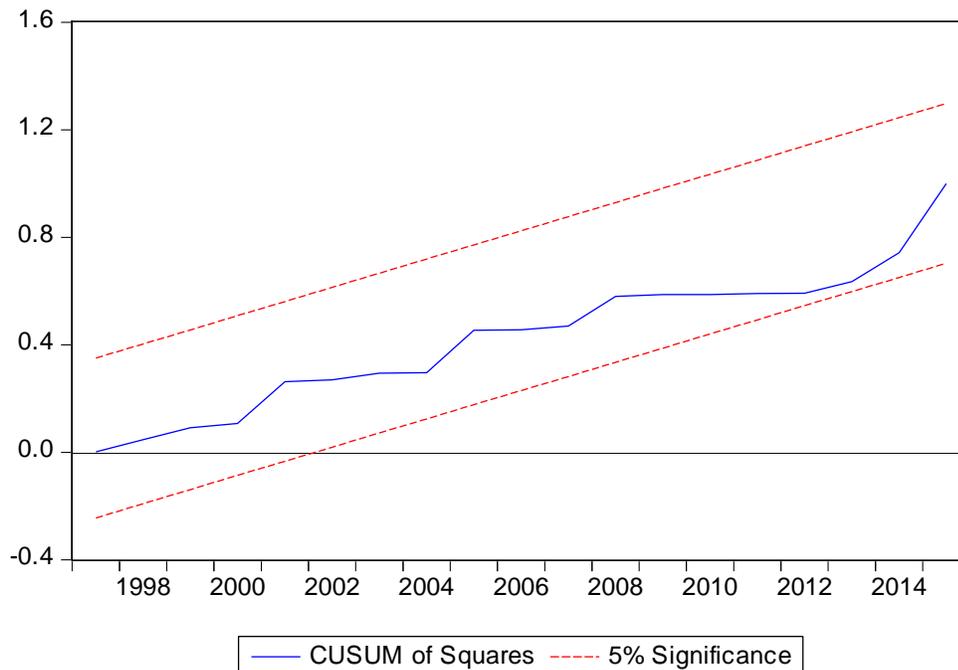
b) Tests CUSUM de Brown, Durbin et Evans :

* **Test Cusum (simple) : Test de stabilité structurelle**



La courbe ne sort pas du corridor, on ne rejette pas l'hypothèse de stabilité des coefficients. Donc au seuil de 5% les coefficients du modèle sont structurellement stables.

*** Test Cusum carrée : Test de stabilité ponctuelle**



La courbe ne sort pas du corridor, on ne rejette pas l'hypothèse de stabilité des coefficients. Donc au seuil de 5% les coefficients du modèle sont ponctuellement stables.

c) Test de corrélation des erreurs de Breusch-Godfrey :

Il s'agit de tester l'hypothèse selon laquelle les erreurs du modèle ne sont pas corrélées. Ce test peut être utilisé même dans les cas où le test de Durbin-Watson ne s'applique pas. L'idée générale du test consiste à rechercher une relation significative entre le résidu et ce même résidu décalé. De ce fait, les hypothèses nulle et alternative s'écrivent :

$$H_0 : Cov(\varepsilon_t, \varepsilon_{t'}) = 0 \quad \forall t \neq t' \text{ « les erreurs sont non corrélées »}$$

$$H_1 : \exists (t, t') \text{ tel que } Cov(\varepsilon_t, \varepsilon_{t'}) \neq 0 \text{ « les erreurs sont corrélées »}$$

Sortie des résultats

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.278308	Prob. F(1,18)	0.6043
Obs*R-squared	0.350202	Prob. Chi-Square(1)	0.5540

Les deux probabilités sont supérieures à 0,05, on ne rejette pas l'hypothèse de non corrélation des erreurs. Donc au seuil de 5% les erreurs du modèle (3)' sont non corrélées.

d) Test de Causalité de Granger :

Pour analyser le lien causal existant entre les variables économiques du modèle, il faut utiliser le test de causalité initiée pour la première fois par Granger en 1969. Il est devenu au fil du temps un cadre de réflexion aussi important que celui relatif à la mise en évidence des liaisons économétriques.

Par ailleurs, à partir de ce test, on peut montrer s'il s'agit d'un lien étroit entre les variables investissements directs étrangers de la Grande Bretagne au Canada et volatilité des changes GBP/CAD.

En effet, afin de fournir une analyse robuste des rapports entre les investissements directs étrangers de la Grande Bretagne au Canada et volatilité des changes GBP/CAD, il faut appliquer quelques tests de causalité de Granger. De ce fait, on vérifie, si les investissements directs étrangers causent la volatilité des changes ou si la fluctuation des changes cause les investissements directs étrangers.

Établirons, les modèles à tester :

$$(1) \quad \Delta^2 Y_{3t} = \alpha_0 + \alpha_{11} \Delta^2 Y_{3t-1} + \alpha_{12} \Delta^2 Y_{3t-2} + \alpha_{13} \Delta^2 Y_{3t-3} + \beta_{11} \Delta^2 X'_{1t-1} + \beta_{12} \Delta^2 X'_{1t-2} + \beta_{13} \Delta^2 X'_{1t-3} + \varepsilon_{1t}$$

$$(2) \quad \Delta^2 X'_{1t} = \beta_0 + \beta_{11} \Delta^2 X'_{1t-1} + \beta_{12} \Delta^2 X'_{1t-2} + \beta_{13} \Delta^2 X'_{1t-3} + \alpha_{11} \Delta^2 Y_{3t-1} + \alpha_{12} \Delta^2 Y_{3t-2} + \alpha_{13} \Delta^2 Y_{3t-3} + \varepsilon_{2t}$$

Sortie des résultats

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 09/29/17 Time: 17:05

Sample: 1993 2015

Lags: 4

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
$\Delta^2 X'_{1t}$ does not Granger Cause $\Delta^2 Y_{3t}$	19	0.75954	0.5746
$\Delta^2 Y_{3t}$ does not Granger Cause $\Delta^2 X'_{1t}$		1.14830	0.3889

(1) Prob(F-statistic) = 0.3889 est supérieure au seuil de signification $\alpha = 0.05$ et on rejette l'hypothèse nulle. En conséquence, la volatilité des changes GBP/CAD est une cause Granger des investissements directs étrangers de la Grande Bretagne au Canada, au sens de seconde différence.

(2) Prob(F-statistic) = 0.5746 est aussi supérieure au seuil de signification $\alpha = 0.05$ et on rejette donc l'hypothèse nulle. Cela implique que les investissements directs étrangers de la Grande Bretagne au Canada sont aussi une cause Granger de la volatilité des changes GBP/CAD, au sens de seconde différence.

Ces conclusions impliquent :

- Si X'_{1t} produit Y_{3t} , les retards de X'_{1t} devraient être significatifs dans l'équation pour Y_{3t} , si tel est le cas, on dit que X_{1t} est la « cause Granger » de Y_{3t} ;
- Si Y_{3t} causent X'_{1t} , les retards de Y_{3t} devraient être significatifs dans l'équation pour X'_{1t} .

En outre, vérifions aussi si la variable explicative score de risque global du Canada est une cause Granger des investissements directs étrangers de la Grande Bretagne au Canada au sens de la seconde différence, réciproquement, si les investissements directs étrangers de la Grande Bretagne au Canada sont une cause Granger de la variable explicative score de risque global du Canada.

De ce fait, les modèles à tester sont ainsi définis :

$$(3) \quad \Delta^2 Y_{3t} = \alpha_0 + \alpha_{11} \Delta^2 Y_{3t-1} + \alpha_{12} \Delta^2 Y_{3t-2} + \alpha_{13} \Delta^2 Y_{3t-3} + \beta_{11} \Delta^2 X_{4t-1} + \beta_{12} \Delta^2 X_{4t-2} + \beta_{13} \Delta^2 X_{4t-3} + \varepsilon_{3t}$$

$$(4) \quad \Delta^2 X_{4t} = \beta_0 + \beta_{21} \Delta^2 X_{4t-1} + \beta_{22} \Delta^2 X_{4t-2} + \beta_{23} \Delta^2 X_{4t-3} + \alpha_{21} \Delta^2 Y_{3t-1} + \alpha_{22} \Delta^2 Y_{3t-2} + \alpha_{23} \Delta^2 Y_{3t-3} + \varepsilon_{4t}$$

Sortie des résultats

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 10/05/17 Time: 10:44

Sample: 1993 2015

Lags: 4

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
$\Delta^2 X_{4t}$ does not Granger Cause $\Delta^2 Y_{3t}$	19	1.19206	0.3722
$\Delta^2 Y_{3t}$ does not Granger Cause $\Delta^2 X_{4t}$		1.01913	0.4429

(3) Prob(F-statistic) = 0.4429 est supérieure au seuil de signification $\alpha = 0.05$ et on rejette l'hypothèse nulle. En conséquence, la variable score de risque global du Canada est une cause Granger des investissements directs étrangers de la Grande Bretagne au Canada, au sens de seconde différence.

(4) Prob(F-statistic) = 0.3722 est aussi supérieure au seuil de signification $\alpha = 0.05$ et on rejette donc l'hypothèse nulle. Cela implique que les investissements directs étrangers de la Grande Bretagne au Canada sont aussi une cause Granger du score de risque global du Canada, au sens de seconde différence.

Ces conclusions impliquent :

- Si X_{4t} produit Y_{3t} , les retards de X_{4t} devraient être significatifs dans l'équation pour Y_{3t} , si tel est le cas, on dit que X_{4t} est la « cause Granger » de Y_{3t} ;
- Si Y_{3t} causent X_{4t} , les retards de Y_{3t} devraient être significatifs dans l'équation pour X_{4t} .

VII. Les retombées économiques et les limites de l'étude :

Cette recherche est d'une importance capitale. En effet, elle pourrait aider certains pays dont leurs investissements directs étrangers sont souvent obstrués par la volatilité des changes et à faire des choix d'investissement optimal à l'étranger afin de maximiser leurs profits. La construction d'une relation robuste entre le poids global des investissements directs étrangers et une mesure de la volatilité annuelle des changes, des risques politiques et des risques économiques (Score de risques global ou risques pays) pourrait inspirer les acteurs économiques et les pouvoirs publics à atteindre leurs objectifs sur le plan des politiques commerciales internationales notamment liées aux investissements directs étrangers, et à mieux développer des

stratégies politiques et économiques visant à accroître leurs excédents commerciaux, un des facteurs déterminant de la richesse des nations.

Enfin, ce qu'il faut déplorer dans cette étude, c'est la taille de l'échantillon qui pourrait jouer sur l'exactitude ou la crédibilité des résultats empiriques ainsi obtenus. De plus, la non stationnarité de l'ensemble des séries temporelles liées à l'analyse pourrait remettre en cause la crédibilité des résultats empiriques relatifs à l'étude. Cependant, les coefficients de détermination obtenus pour les modèles (1), (2) et (3) estimés sont élevés ou proche de 1 ce qui explique que les paramètres estimés sont bien dispersés d'où les variances obtenues sont élevées autrement dit les modèles de régression estimés ne sont pas parcimonieux.

On note aussi qu'on a essayé d'analyser l'impact des volatilités des changes de la Chine et de la Grande Bretagne par rapport à la devise américaine sur les investissements directs étrangers de la Chine et de la Grande Bretagne au Canada cependant ces variables sont non significatives. Elles n'ont pas d'effet sur les investissements directs étrangers de la Chine et de la Grande Bretagne.

VIII. Conclusion :

Il y a près de vingt-cinq ans, Hooper et Kohlhagen (1978) ont donné une impulsion décisive à la littérature théorique sur les rapports entre la volatilité des changes et les investissements directs étrangers. Ils aboutirent à la conclusion qu'une augmentation de la volatilité réduit le volume des investissements directs étrangers si les sujets économiques éprouvent de l'aversion pour le risque. Motivés par l'ensemble des résultats théoriques, de nombreux chercheurs empiriques ont tenté de quantifier l'effet négatif de la variabilité des changes sur les investissements directs étrangers. Parmi ces travaux, on peut citer Arize (1996); Arize, Osang et Slottje (2000); Arize, John et Krishna (2003). Par contre Asseery et peel (1991) ont trouvé une relation positive entre la volatilité du taux de change et le niveau des investissements directs étrangers. Gotur (1985) et FMI (1984) puis Lafrance et Tessier (2010) se sont penchés sur la question sans pour autant parvenir à prouver l'existence d'un lien systématiquement significatif entre la volatilité mesurée des changes et le volume des investissements directs étrangers.

En outre, cette étude est particulièrement consacrée à cette relation ambiguë existant entre la volatilité des changes incluant les risques politiques et économiques et les investissements. En effet, elle est notamment motivée par la divergence avérée par la littérature sur le lien de causalité existant entre ces variables en question.

Pour répondre à la question générale de recherche, trois hypothèses ont été émises et deux méthodes d'analyse ont été utilisées afin de les vérifier.

Cependant, les résultats issus de l'analyse empirique ont révélé que les volatilités annuelles des changes des Etats-Unis, de la Chine et de la Grande Bretagne par rapport à la devise canadienne ont une influence négative sur les investissements directs étrangers des Etats-Unis, de la Chine et de la Grande Bretagne au Canada. Ces résultats sont conformes à la plupart des études empiriques antérieures, en effet plus une devise étrangère s'apprécie par rapport à la monnaie canadienne, plus le pays étranger investit au Canada puisque le coût d'investissement est moins élevé pour eux.

De plus, le score risques global du Canada a un impact positif sur les investissements directs étrangers des Etats-Unis, de la Chine et de la Grande Bretagne au Canada. Donc, le Canada est un pays très stable sur le plan politique et économique ce qui explique qu'il est très propice pour accueillir des capitaux étrangers investis dans l'économie canadienne notamment les Etats-Unis qui demeurent toujours son principal allié sur le plan politique et économique. Cependant, il n'existe que peu d'auteurs empiriques qui ont incorporé les risques pays dans l'étude de l'effet de la variabilité des changes sur les investissements directs étrangers.

Enfin, selon les résultats révélés par la partie d'analyse empirique, on constate que les modèles peuvent présenter des performances prévisionnelles meilleures car ils sont tous globalement significatifs. Donc une analyse prévisionnelle de l'évolution des investissements directs étrangers des trois pays en question au Canada par rapport à la volatilité annuelle des changes, des risques politiques et des risques économiques dans un futur proche semble être réalisable (dans ce cas, la méthode de Monte Carlo pourrait être utilisée).

Référence bibliographique :

AGEFA/PME, « Les apports d'Hofstede, Hall et Trompenaars », Aix Marseille, February 22, 2017.

Arize, A. C. (1996), "The impact of exchange rate uncertainty on export growth: evidence from Korea data", *International Economic Journal*, 10 (3), 49-60.

Arize, A. C., Osang, T., Slottje, D. J. (2000), "Exchange rate volatility and foreign trade: evidence from thirteen LDC's", *Journal of Business and Economic Statistics*, 18, pp. 10-17.

Arize, A. C., Malindretos, J., Kasibhatla, K. M. (2003), "Does Exchange rate volatility depress export flows: the case of LDC's", *International Advances in Economic research*, 9, pp. 8-9.

Asseery, A. and Peel, D. A. (1991), "The effects of exchange rate volatility on exports", *Economics Letters*, 37, pp. 173-177.

Banque du Canada (2016), « La grande transition chinoise : les implications pour le Canada ». Discours prononcé par Carolyn Wilkins, première sous-gouverneur de la Banque du Canada. Chambre de Commerce du Grand Vancouver, Vancouver (Colombie-Britannique), 5 avril 2016, p 10.

Bearden, W.O., Money, R.B., et Nevins, J.L. (2006). A measure of Long-Term Orientation: development and Validation. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 34 (3), 456-467.

Benhabib, A. et Zenasni, S (2013), « Déterminants et Effets des Investissements Directs Etrangers sur la Croissance Economique en Algérie : Analyse en données de panel ». Ecole doctorale-Université Sétif 1, 25 p.

Cushman, D. O. (1988). "Exchange-rate uncertainty and foreign direct investment in the United-States", *Weltwirtschaftliches Archiv* 124 (2), 119-53.

Craine, R. (1989). "Risky Business: The Allocation of capital", *Journal of Monetary Economics*, vol. 23, n°2, P. 201-218.

El Faiz, Z. et Zouiri, S. (2016). « Analyse de la stationnarité d'une série chronologique : ADF Test », Master Recherche en Sciences Économiques, Université Mohammed V, FSJES Agdal, 24 février 2016.

Darby, J., Hughes-Hallet, A., Ireland, J., and Piscitelli, L. (1999). "The Impact of the Exchange Rate Uncertainty on the Level of Investment", *Economic Journal* 109(454), C55-67.

Dupuis, D. et Tessier, D. (2000), "Une analyse empirique du lien entre la productivité et le taux de change réel Canada-Etats-Unis.", Banque du Canada, 31 p.

Fontagné, L. and Freudenberg, M. (1999), "Endogenous Symmetry of Shocks in a Monetary Union", *Open Economies Review* 10(3), 263-288.

FMI (1984), "International Monetary Fund", Annual Report, 219 p.

Ghosal, V. and Lougani, P. (1996). "Product Market Competition and the impact of price Uncertainty on Investment: some Evidence from US Manufacturing Industries", *Journal of Industrial Economics* 44(2), p. 217-28.

Gotur, P. (1985), "Effects of exchange rate volatility on trade: some further evidence", *IMF Staff Papers*, vol.32, pp. 475-512.

Goldberg, L. S., et C. D. Kolstad (1995). "Foreign Direct Investment, Exchange Rate Variability and Demand Uncertainty", *International Economic Review*, vol. 36, n° 4, p. 855-873.

Goldberg, L. S., (1993). «Exchange Rate and Investment in United States Industry », *Review of Economics and Statistics* 75(2), p. 575-88.

Guérin, J. et Lahréche-Révil, A. (2002), « Volatilité des changes et investissements », *Économie internationale* 88 (2001), p. 5-22.

Greenwald, B., J. E. Stiglitz et A. Weiss (1984), “Informational Impefections in the Capital Market And Macroeconomic Fluctuations”, *The American Economic Review*, vol. 74, n°2, p. 194-199.

Hooper, P. and Kohlhagen, S. (1978), “The effect of exchange rate uncertainty on the price and volume of international trade”, *Journal of international Economics*, 8, pp. 483-511.

Kosteletou, T., et P. Liargovas (2000). “Foreign Direct Investment and Real Exchange Rate Interlinkages”, *Open Economies Review*, vol. 11, n° 2, p. 135-148.

Kulatilaka, N. and Kogut, B. (1996). “Direct Investment, Hysteresis, and Real Exchange Rate Volatility”, *Journal of the Japenese and International Economies* 10 (1), 12-36.

Lafrance, R. et D. Tessier (2010), « La variabilité du taux de change et l’investissement au Canada », Banque du Canada, P. 42.

McLeod, P.L., Lobel, S.A., et Cox, T.H. (1996). Ethnic diversity and creativity in small groups. *Small Groups Research*, 27(2), 248-264.

Ricci, L.A. (1997), “Exchange Rate Regime and Location”, IMF, Working Paper 97-69

Statistique Canada

Togba, Y. et Tsasa J.P.K, (2013), « Cointégration et Modèle a correction d’erreur », *Laboratoire d’Analyse – Recherche en Economie Quantitative*, www.lareq.com.

« World Development Indicators-World Bank data ».

Yahoo Finance