

VOLATILITÉ DU TAUX DE CHANGE ET LES INVESTISSEMENTS DIRECTS ETRANGERS EN RÉPUBLIQUE DÉMOCRATIQUE DU CONGO DE 1985 À 2020

¹*SENGA PESSE Marcel

*¹*Professeur Associé à la Faculté des Sciences Economiques et de Gestion/Université de Kisangani (RDC).*

Corresponding Author :

To Cite This Article : Marcel, S. P. . (2025). VOLATILITÉ DU TAUX DE CHANGE ET LES INVESTISSEMENTS DIRECTS ETRANGERS EN RÉPUBLIQUE DÉMOCRATIQUE DU CONGO DE 1985 À 2020. Journal of Advance Research in Business, Management and Accounting (ISSN: 2456-3544), 11(2), 41-54. <https://doi.org/10.61841/f01pe087>

RESUME

Cette recherche s'est proposée d'évaluer l'existence d'un lien entre la volatilité du taux de change et les IDE en République Démocratique du Congo. Pour ce faire, il a recouru au modèle Autorégressif à retard échelonné, en utilisant des données annuelles allant de 1985 à 2020, soit 36 ans.

Les résultats révèlent qu'à court terme, la Volatilité de taux de change a un effet positif et statistiquement non significative sur les IDE. Cependant, à long terme, l'effet de la volatilité de taux de change devient négatif et statistiquement non significatif sur les IDE en RDC durant la période sous examen.

Mots clés: *Volatilité du taux de change, Investissements directs étrangers (IDE).*

ABSTRACT

This research aimed to assess the existence of a link between exchange rate volatility and FDI (Foreign Direct Investment) in the Democratic Republic of Congo. To do this, it used the Autoregressive Distributed Lag model, using annual data from 1985 to 2020, a period of 36 years.

The results reveal that in the short term, exchange rate volatility has a positive and statistically insignificant effect on FDI. However, in the long term, the effect of exchange rate volatility becomes negative and statistically insignificant on FDI in the DRC during the period under review.

Keywords : *Exchange rate volatility, Foreign Direct Investment (FDI).*

INTRODUCTION

La question de la volatilité du taux de change sur l'attractivité des investissements directs étrangers (IDE) des économies tant au niveau mondial que sur les pays africains, est l'une des préoccupations majeures qui a toujours été au centre des débats sur les questions de développement des divers coins du monde. En effet, l'histoire des politiques conduites en Afrique révèle que l'Etat a d'abord été considéré comme le premier acteur dans la dynamique de la transformation productive. Les études réalisées dans les années 1960-1970 montraient le rôle capital de l'Etat (Lectard, 2016).

Cependant, après plusieurs décennies de mises en œuvre de ces programmes de développement, l'économie du continent peine à se développer. Au contraire, les pays africains enregistrent toujours des défis importants dans plusieurs domaines ; notamment celui de l'attractivité des IDE. Ce n'est qu'à partir du début des années 1970, suite à l'avènement de change flottant que la question de la volatilité du taux de change a commencé à regagner d'intérêt dans les débats publics en Afrique suite à l'essor économique des nouveaux pays émergents. En effet, les pays d'Afrique Sud Saharienne sont longtemps reprochés de leur faible capacité d'attraction des investissements directs étrangers (IDE), à même d'asseoir une base solide des risques dus à la variabilité du taux de change.

Ainsi, la prise en compte de certains aspects spécifiques de la politique économique ; notamment les politiques d'incitation à l'attraction des IDE et la gestion du taux de change semblent être indispensables à la réussite de la bonne santé économique d'une nation. Cette recherche analyse les effets de la volatilité du taux de change sur l'entrée des IDE en RDC.

Les arguments tant théoriques qu'empiriques utilisés dans la littérature pour établir la relation entre variations du taux de change et flux d'IDE peuvent être élucidés à travers l'approche par l'incertitude sur marché de change, d'une part ; et l'approche par la théorie du portefeuille et des coûts relatifs des facteurs, d'autre part. Certains auteurs avancent les arguments selon lesquels, il existe une relation contradictoire entre la variabilité du taux de change et d'autres disent le contraire.

Selon certains auteurs, un régime de changes flottants peut se traduire par une variabilité excessive du taux de change à court terme et, à l'occasion, par des déséquilibres persistants des taux de change. Ce qui entraverait le mouvement d'intégration économique des continents favorisé par les accords de libre-échange conclus par le Canada avec les États-Unis (ALE) puis avec le Mexique (ALENA), entre l'UE et le MERCOSUR, entre l'ASEAN et le MERCOSUR, etc. et limiterait l'éventail des débouchés à l'exportation susceptibles d'être rentables¹. Pour Robert LaFrance et al. (2019), le libre-échange nécessite des calculs de coût et des taux de change stables et prévisibles à cause du volume des échanges extérieurs et du degré de spécialisation qui l'accompagne. Or, à leur avis, un régime de changes flottants est synonyme de structures de coûts instables et imprévisibles.

Baxter et Stockman (1989) se sont servis d'un échantillon de 49 pays pour comparer le comportement affiché par la production, la consommation, les échanges extérieurs et les taux de change réels depuis la guerre sous divers régimes de change. Hormis une variabilité plus grande des taux de change en régime de flottement, ils ne constatent guère de différences systématiques dans le comportement des agrégats macroéconomiques ou des échanges entre pays selon le régime de change appliqué². En outre, dans le cas du Canada, rien n'indique que les modifications de la variabilité du solde commercial soient imputables aux changements de régime de change. Rose (1994 et 1995) ainsi que Flood et Rose (1995) se penchent sur l'évolution de variables macroéconomiques clés (mais non sur celle de l'investissement) sous divers régimes de change. Ils concluent que le régime de change n'a pas d'effet significatif sur la volatilité des autres variables macroéconomiques. Par conséquent, la volatilité des taux de change nominaux serait due en grande partie à des facteurs non fondamentaux, et pourrait être éliminée à peu de frais.

En l'absence d'aversion pour le risque, l'incertitude du taux de change entraîne des reports d'investissement surtout pour les projets irréversibles (Dixit et al., 1994). La firme n'investira qu'à partir d'un certain seuil de rentabilité liée au coût d'opportunité du report d'investissement, qui croît avec l'incertitude sur les rendements futurs et avec le taux d'actualisation (Guérin & Lahèche-Révil, 2001). Par ailleurs, la variation de coûts unitaires du facteur travail entre pays d'accueil et pays de départ a un effet négatif sur l'entrée nette des IDE (Culem 1988 ; Hatziu ; 1997) ; tandis que la variation du taux de change affecte négativement les flux d'IDE par effet richesse (Froot & Stein 1991 ; Harris &

¹ Cet effet n'est peut-être pas important. Selon les estimations de Gaston et Trefler (1997), les réductions tarifaires mises en œuvre dans le cadre de l'accord signé par le Canada et les États-Unis en 1988 expliquent seulement 9 à 14 % des pertes d'emploi subies dans le secteur de la fabrication entre 1989 et 1993; celles-ci seraient principalement dues à l'incidence conjuguée des restructurations amorcées par les sociétés avant 1989, d'une récession marquée et de l'orientation de la politique monétaire pendant cette période.

² À noter que, selon une étude antérieure consacrée par le FMI à la formation de capital fixe dans le G7 de 1960 à 1982, rien ne prouve vraiment que le taux d'investissement ait diminué dans les pays industrialisés pendant la période de taux de change flottants (FMI, 1984, p. 28

Ravenscraft 1991). Par contre, Caporale et Pittis (1995) concluent que le régime de change tire bel et bien à conséquence. Ils examinent l'évolution d'un certain nombre de variables macroéconomiques clés sous divers régimes de change (à l'aide de données mensuelles allant de 1960 à 1991 et portant sur 18 pays de l'OCDE), en étudiant la persistance, la volatilité et l'importance relative des chocs symétriques (ressentis à l'échelle mondiale) et asymétriques (propres à un pays) dans le cycle économique.

Le chômage et les taux d'intérêt réels sont plus persistants en régime de changes flottants, tandis que la production industrielle et les taux de change réels le sont moins. Une analyse des composantes principales révèle que, depuis l'effondrement du système de Bretton Woods, la corrélation des cycles économiques est plus marquée à l'échelle internationale et que les évolutions cycliques sont devenues moins spécifiques à chaque pays

En effet, Suliman et al. (2015) examine la relation entre le taux de change réel et les IDE dans les pays à faible revenu d'Afrique subsaharienne, en utilisant une approche des moindres carrés en deux étapes (2SLS) sur un panel de 20 pays d'Afrique subsaharienne et sur la période 1980-2003. Les résultats montrent que, si la dépréciation de la valeur réelle du taux de change augmente l'entrée des IDE dans les pays d'Afrique subsaharienne, la volatilité du TCR la réduit dans ces pays.

En outre, Silvester et al. (2018) étudient les effets de la volatilité du TCR sur les IDE du Kenya sur la période 1972-2015. Les auteurs utilisent le modèle vectoriel à correction d'erreur pour établir la relation entre la volatilité du taux change effectif réel et les IDE du Kenya. Les résultats indiquent un effet négatif et significatif de la volatilité réelle du taux de change effectif sur les IDE kényans.

Le fait que les variations de taux de change aient été plus prononcées qu'on s'y était attendu, et qu'il se soient avérées difficiles à les prévoir ne signifie pas forcément qu'elles aient eu un effet négatif. Peut-être était-il nécessaire d'avoir des variations plus importantes des taux de change après l'effondrement du système de Bretton Woods, pour amortir les chocs économiques qui ont caractérisé cette période. En outre, un régime de changes fixes n'aurait pas permis de faire face à ces chocs sans la mise en place d'un contrôle des capitaux et des échanges extérieurs (Silvester et al., 2018).

Trois questions fondamentales doivent être abordées lorsqu'on analyse l'effet que le taux de change peut avoir sur les décisions d'investissement directs étrangers. La première est le sens dans lequel s'exerce cet effet. Sur le plan microéconomique, le taux de change influe certainement sur les décisions de l'entreprise. À l'échelle de l'économie, par contre, il est plus probable que la relation joue dans les deux sens. Les tests de causalité doivent se présenter envi de révéler que, si le taux de change réel ne semble pas se répercuter directement sur l'investissement (et vice-versa), il est possible qu'il ait un effet indirect, par l'entremise des bénéfices des entreprises multinationales.

La deuxième question tient à la nature de la variabilité du taux de change. Sous l'angle des effets susceptibles d'être exercés sur l'investissement, on peut distinguer deux grandes composantes : i) la volatilité à court terme et ii) les déséquilibres persistants du taux de change (c'est-à-dire les écarts marqués par rapport aux valeurs fondamentales). Dans la mesure où la variabilité à court terme reste en deçà de certains seuils et correspond à la recherche du meilleur prix sur le marché (ou, tout simplement, à un niveau incompressible de bruit dans un régime de changes flottants), elle n'est guère susceptible d'exercer une influence importante sur les décisions d'investissement, qui s'inscrivent dans une perspective à long terme.

Les déséquilibres persistants du taux de change réel risquent davantage de fausser les décisions d'investissement, en entraînant à la fois un surinvestissement et un sous-investissement. La détection des déséquilibres de ce genre soulève des difficultés, parce que leur existence, leur ampleur et leur persistance dépendent souvent du point de vue adopté et peuvent se ramener à des croyances concernant l'efficacité des marchés. Autrement dit, on ne s'entend pas sur la façon de mesurer les déséquilibres du taux de change réel (Williamson, 1994).

Eu égard à tout ce qui précède, cet article se préoccupe de savoir *l'effet des mouvements du taux de change sur les IDE en RDC*.

Hormis la partie introductive et la partie conclusive assortie de quelques suggestions, la présente étude s'articule autour de deux parties qui sont respectivement ; la méthodologie et les résultats.

METHODOLOGIE

La présente étude emprunte une démarche hypothético-déductive. Cette démarche est secondée par la méthode de moindre carré ordinaire (MCO) en utilisant un modèle autorégressif à retards échelonnés (modèle ARDL) qui est un modèle économétrique. Ces méthodes sont appuyées par la technique documentaire pour la collecte des données. Pour le traitement des données, l'outil informatique utilisé est le logiciel Eviews 12.

FONDEMENT THÉORIQUE

Ce travail a comme fondement théorique, La théorie de l'investissement en situation d'incertitude du taux de change, faisant de nouveaux progrès et offrant une formalisation explicite de l'impact négatif de l'incertitude sur l'investissement, élaboré par Dixit et Pindyck en 1994.

SPÉCIFICATION DU MODÈLE

Pour vérifier les hypothèses de cette étude, un certain nombre de variables a été identifié. Bien que la littérature antérieure sur le sujet ait suggéré plusieurs variables susceptibles d'influencer le flux des IDE, il n'est pas possible de les inclure toutes, compte tenu de la disponibilité des données. La présente étude, cherche à saisir les effets sur les IDE de la volatilité du taux de change (VOL).

MODÈLE ÉCONOMÉTRIQUE

Dans le cadre de cette recherche, la présentation mathématique (2) est à son tour modélisée économétriquement à travers le modèle ARDL sur la ligne ci-dessous :

$$IDE_t = a_0 + \sum_{i=0}^q a_{2i}VOL_{t-i} + \sum_{i=1}^p a_{1i}QOG_{t-i} + \sum_{i=0}^q a_{2i}MM_{t-i} + \sum_{i=0}^q a_{3i}TC_{t-i} + \sum_{i=0}^q a_{4i}PM_{t-i} \varepsilon_{2t}$$

SOURCE DES DONNÉES ET DESCRIPTION DE VARIABLES

La présente étude porte sur la RDC, pour une période allant de 1985 à 2020, compte tenu de la disponibilité des données. Pour ce faire nous avons fait recours aux données de la Banque Mondiale : World Development Indicators (WDI, [2022]). Les données utilisées portent sur le taux de change, les IDE, l'investissement public, le crédit fourni au secteur privé provenant de la banque mondiale ; et l'indicateur de la qualité de la gouvernance, provenant de « Quality of Government » (QOG) data set pour la RDC dans une période allant de 1985 à 2020. Ainsi, les différentes variables mises en relation pour cerner les flux des IDE et la volatilité du taux de change en RDC sont principalement :

- Les investissements directs étrangers (IDE) : c'est la variable proxy de flux de capitaux dans le cadre de ce travail. Les investissements étrangers directs sont les rentrées nettes d'investissements pour acquérir une participation durable (10 % ou plus des actions avec droit de vote) dans une entreprise opérant au sein d'une économie autre que celle de l'investisseur. C'est la somme des fonds propres, des bénéfices réinvestis, des autres capitaux à long terme et des capitaux à court terme comptabilisés dans la balance des paiements. Cette série montre les flux entrants nets (flux nets d'investissement moins les désinvestissements) des investisseurs étrangers dans l'économie déclarante.
- La volatilité du taux de change (VOL) : elle est mesurée à travers le modèle GARCH (Generalised Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) à l'instar de la classification de Rey (2006)¹. En effet, des études antérieures ont utilisé la variance et / ou écarts-types des taux de change comme mesure de la variabilité. Le problème avec ces approches est qu'elles ne tiennent pas compte des informations sur le processus stochastique de taux de change qui sont générés (Jansen (1989). Ils constituent une mesure inconditionnelle. Ainsi depuis Engle (1982), la volatilité des taux de change est essentiellement définie par les modèles ARCH (Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) et des généralisations ultérieures (GARCH, IGARCH, etc.) (Razafindramanana, 2015).
- Le PIB : En tant qu'indicateur économique principal de mesure de la variation de la production économique réalisée à l'intérieur d'un pays donné d'une année. Il vise à quantifier pour un pays donné, la valeur totale de la « production de richesse » effectuée par les agents économiques résidant à l'intérieur de ce territoire (ménages, entreprises, administrations publiques) d'une année à une autre.
- Le capital humain (CH) : est une variable composite obtenue par l'entremise de l'analyse en composante principale (ACP) avec les trois indicateurs ci-après : les dépenses publiques en éducation en pourcentage du PIB, les dépenses publiques en santé en pourcentage du PIB et les travailleurs salariés en pourcentage de la population en emploi. Par définition, C'est l'ensemble des connaissances, aptitudes, expériences, talents et qualités accumulés par une personne, une équipe ou une organisation. Elle s'acquière à travers deux sources qui sont : l'éducation et la formation (Lucas, 1988).
- Le crédit à l'économie (CRECO) : Ce sont des dettes que les institutions financières accordent aux entreprises dans le but de financer leurs activités d'investissements.

Ainsi, le tableau ci-après résume les variables retenues et leurs signes attendus.

¹ Serge Rey retient deux mesures de volatilité du taux de change volatilité : moyenne de l'écart-type mobile et le modèle GARCH.

Tableau N°1. Présentation des variables explicatives et signes attendus

Variables	Abréviations	Signes
Volatilité du taux de change	VOL	-
PIB	PIB	+
Crédit à l'économie	CRECO	+
Le capital humain	CH	+/-

Source : L'auteur selon la théorie économique.

NB : Les signes (+) et (-) correspondent respectivement aux effets positifs et négatifs attendus.

Les signes attendus des variables ainsi présentées décrivent leurs effets sur les IDE et par ricochet sur les flux de capitaux.

POPULATION ET ÉCHANTILLON

Sachant bien que dans toute série chronologique, la présente recherche a comme population, le temps allant de 1885 à 2024 (N = 140), dans laquelle est ponctionné un échantillon de 1985 à 2020 (n = 36). L'individu de l'étude est la RDC.

LIMITE MÉTHODOLOGIQUE

Comme les autres modèles dynamiques, le modèle ARDL n'arrive pas d'utiliser les variables stationnaires à la deuxième différence, or, l'aberrance des données telles que celles de la RDC peut faire que d'autres variables soient intégrées à la deuxième différences, telles que la plupart des variables. Et aussi, vu que c'est une série chronologique (temporelle), les résultats donnés de cette estimation ne sont valables que pour l'individu RDC, et non pour tous les individus de la sous-région, de la région, du continent, voire du monde.

ANALYSES ET DISCUSSION DES RESULTATS

A travers ce point, il est question d'étaler les analyses proprement dites pour vérifier l'effet de la volatilité de taux de change sur les IDE en RDC. Notamment, la présentation, l'analyse et l'interprétation des outputs, ainsi que leur discussion.

ANALYSE DESCRIPTIVE : PRÉSENTATION DES DONNÉES

Ce point ne se limite qu'aux éléments de la statistique descriptive pour les différentes variables, présentés ci-après.

Tableau 2. Statistique descriptive

	IDE	LVOLTCH	LPIB	CRED	CH
Mean	2.492067	5.907198	23.97024	2.816465	1.528744
Median	1.439369	6.108899	23.95062	1.912352	1.573338
Maximum	12.71601	7.219228	24.53568	7.411712	1.679057
Minimum	-1.304135	3.861274	23.50710	0.449183	1.246881
Std. Dev.	3.428710	0.825434	0.308833	2.229414	0.130289
Jarque-Bera	16.70612	8.024985	2.196579	4.204868	4.444481
Probability	0.000236	0.018088	0.333441	0.122159	0.108366
Observations	36	36	36	36	36

Source : auteur sous Eviens 12.

La lecture du tableau ci-haut révèle que les variables LPIB, CRED et CH suivent une loi normale, car la valeur de Jarque Bera est inférieure à 5,99. Le reste des variables ne suivent pas une distribution normale. Ces trois dernières variables ont une bonne dispersion autour de la moyenne, car leur écarts-type sont plus petits.

ANALYSES (EXPLICATIVES) ET INTERPRÉTATION DES OUTPUTS

ETUDE DE LA CORRÉLATION ENTRE LES VARIABLES

Tableau 3. Matrice des coefficients de Corrélation

Probability	IDE	LVOLTCHÉ	LPIB	CRED	CH
IDE	1.000000				
LVOLTCHÉ	-0.168644 (0.3255)	1.000000 -----			
LPIB	0.133914 (0.4362)	0.591667*** (0.0001)	1.000000 -----		
CRED	0.392137** (0.0180)	0.391938 (0.0181)	0.812749*** (0.0000)	1.000000 -----	
CH	0.539008*** (0.0007)	-0.063399 (0.7134)	0.121330 (0.4809)	0.585771** (0.0002)	1.000000 -----

Source: Auteur sous Eviens 12.

Il ressort de la lecture ce tableau qu'il existe une corrélation négative et non significative entre la volatilité du taux de change et les IDE pendant la période sous examen. Le PIB aussi a une corrélation non significative avec les IDE entre RDC, mais positive cette fois ci. Le crédit à l'économie et le capital humain ont une corrélation positive et significative avec les IDE.

ANALYSES DE LA STATIONNARITÉ DES VARIABLES

Dans la mesure où les chroniques économiques sont rarement des réalisations de processus aléatoires stationnaires, il s'avère nécessaire de procéder au test de stationnarité. Pour ce faire, le test de Dickey-Fuller Augmenté (ADF) a été d'usage dans cette démarche. Le tableau ci-dessous résume les résultats dudit test.

Tableau 4. Test de stationnarité de Dikey Fuley augmenté

Variables	ADF	Variables à niveau			Variables en différence première			Décision
		-3	-2	-1	-3	-2	-1	
IDE	-5,8***	Oui	Non	Non	Non	Non	Oui	I(0)
LVOLTCHÉ	-4.86***	Non	Non	Non	Non	Oui	Non	I(1)
LPIB	-6,572***	Non	Non	Non	Non	Non	Oui	I(1)
CRED	4,59***	Non	Non	Non	Non	Non	Oui	I(1)
CH	5,17 **	Non	Non	Non	Non	Non	Oui	I(1)

Source : Auteur sous Eviens 12.

Hormis les IDE, toutes les variables du modèle sont stationnaires à la première différence. Il est à présumer une relation de cointégration au sens de Pesaran (troisième approche de cointégration) entre les variables du modèle, du fait que la variable IDE est stationnaire à niveau et d'autres les sont à la première différence.

L'output du tableau ci-dessus donne les critères d'AIC et d'HQ de chacun un décalage optimal mais le critère de SC donne un décalage optimal. D'où, les différentes variables seront décalées d'au plus deux année selon AIC et HQ et d'une année selon SC. Par parcimonie, ce travail opte pour une année de retard.

MODÈLE ARDL OPTIMAL ET L'ESTIMATION DU MODÈLE CHOISI (CFR ANNEXE)

D'après le graphique ci-dessus, et selon le critère AIC le modèle ARDL (1, 1, 1, 0, 0) est le plus optimal parmi les 19 autres, car il donne la plus petite valeur de l'AIC. C'est le modèle qui donne des résultats statistiquement significatifs.

RÉSULTATS D'ESTIMATION DES COEFFICIENTS DU MODÈLE ARDL (CFR ANNEXE)

Ce modèle est globalement significatif au seuil de 5%, cette estimation ne peut être interprété que s'il n'existe pas de mécanisme de correction d'erreurs et la dynamique de court terme. Il n'a que le mécanisme de correction d'erreurs, la dynamique de court terme, le coefficient d'ajustement et les coefficients de long terme qui font l'objet d'interprétation selon la littérature de ARDL.

ESTIMATION DU MECANISME DE CORRECTION D'ERREURS (FORCE DE RAPPEL), DE LA DYNAMIQUE DE COURT TERME ET COEFFICIENTS DE LONG TERME

Tableau 5. Estimation du modèle finale

IDE		
Long terme		
ECM	-0,97	***
VOLTOCH	-0,283	
LPIB	0,458	
CRED	-0,185	
CH	9,121	
Court terme		
D(LVOLTCH)	26,19493	
D(LPIB)	1,886	**
C	-10,3659	***
R ²	0,468	
R ² adj	0,3305	
F stat	3,39 (0,000)	***

Source: Auteur sous eviews 12

Il est à noter que (***), (**) et (*) à coté de variables montre que la variable est significative individuellement à respectivement au seuil de 10%, 5% et 1%.

VALIDATION ÉCONOMÉTRIQUE DES OUTPUTS

Tableau 6. Tests économétriques : Relâchement des hypothèses

Hypothèses (auteurs)	Prob
Test d'hétéroscédasticité (Breusch-Pagan-Golfred)	0,25
Test de Normalité des résidus de Jarque Bera (JB)	0,12
Autocorrélation des résidus (Breusch-Golfred)	0,77

Source : Auteur via E-views 12.

Dans le tableau ci-dessus, il ressort que les trois tests ont donné chacune des probabilités supérieures à tous les seuils. D'où, il existe une absence d'autocorrélation des erreurs, l'homoscedasticité et la normalité des erreurs.

TEST DE COINTÉGRATION AUX BORNES

Tableau 7. test de Pesaran 2001

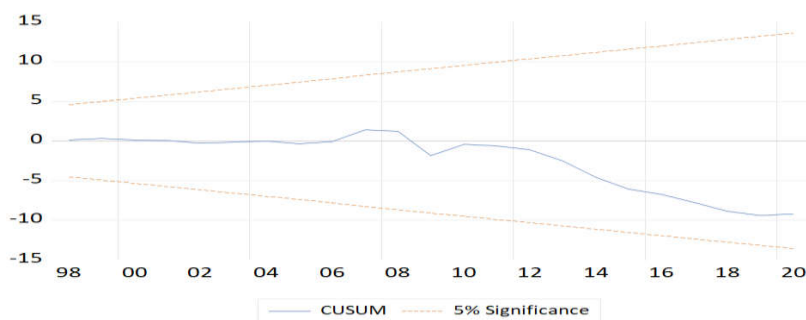
F-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
Asymptotic: n=1000				
F-statistic	4.934653	10%	-2.08	3
K	5	5%	2.39	3.38
		2.5%	2.7	3.73
		1%	3.06	4.15

Source ; auteur à l'aide d'E-views 12

Vu que la statistique F donne une valeur supérieure à la borne supérieure à tous les seuils, il est à dire qu'il existe une relation de Cointégration entre les variables au sens de Pésaran.

TEST DE STABILITE DE CUSUM

Figure 1. Test répulsif de CUSUM

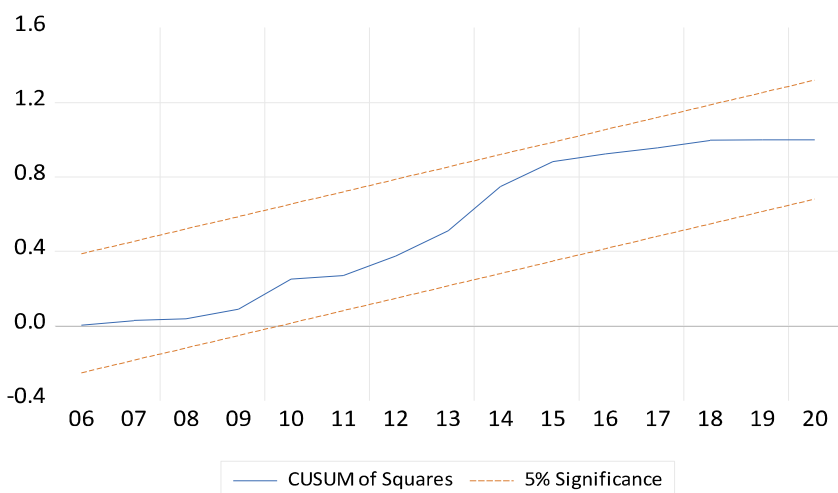


Source : Auteur via E-views 12.

Vu que la courbe est à l'intérieur du corridor, il est à dire qu'il y a stabilité au sens de CUSUM.

TEST DE STABILITÉ DE CUSUM CARRE

Figure 2. Test répulsif de CUSUM



Source : auteur via E-views 12

Vu que la courbe est à l'intérieur du corridor, il est à dire qu'il y a stabilité au sens de CUSUM carré

INTERPRÉTATION DES RÉSULTATS

Le coefficient de la force de rappel est négatif et statistiquement significatif, Il est compris en valeur absolue entre 0 et 1, Ce qui indique que les IDE s'ajustent à une vitesse de 97 % par rapport à son niveau d'équilibre suite à tout choc provenant des variables exogènes, On s'aperçoit donc que le choc se résorbe entièrement au bout d'environ (1/0,97 soit 1,031) chaque année.

A court terme, la Volatilité de taux de change a un effet positif et statistiquement non significative sur les IDE et le LPIB a un effet positif et statistiquement significatif et 10% et à 5%. Une augmentation de LPIB de 1% entraine une augmentation des IDE de 1.86 points en RDC.

A long terme, l'effet de la volatilité de taux de change devient négatif et statistiquement non significatif sur les IDE en RDC durent la période sous examen. Il en est de même avec le Crédit à l'économie sur les IDE en RDC. Hormis ça, les autres variables (LPIB et CH) ont un effet positif et non significatif statistiquement en RDC durant la période sous examen.

D'où, il incombe de dire qu'à long terme, toutes les variables exogènes n'arrivent pas à attirer comme il faut ou encore n'attirent que peu les IDE en RDC pendant la période sous examen.

DISCUSSION DE RESULTANTS

Du fait qu'à court terme, il existe une relation positive entre la volatilité de taux de change et les IDE, ce travail abrite ceux de Hartman (1972) et Abel (1983) avaient produit un résultat apparemment paradoxal, en montrant que dans certaines configurations de productivité marginale du capital, l'incertitude de taux de change pouvait augmenter l'investissement. Cependant, c'est en réalité la nature de la concurrence qui rend compte de l'influence de l'incertitude de taux de change sur l'investissement

Le fait qu'à long terme, le taux de change a un effet négatif et statistiquement non sur le IDE, il est à dire que ce travail corrobore avec ceux de :

- La théorie de l'investissement en situation d'incertitude du taux de change constata de nouveaux progrès, en offrant une formalisation explicite de l'impact négatif de l'incertitude de taux de change sur l'investissement selon Dixit et Pindyck (1994).
- Ricci, (1997) ; Fontagné et Freudenberg, (1999) qui suggèrent que l'impact de la volatilité des changes sur les IDE devrait dépendre de la nature de la spécialisation. Plus, les échanges sont inter-branche (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. Par conséquent, il est nécessaire de tenir compte à la fois du taux d'ouverture des pays et de la nature des échanges entre partenaires pour rendre compte de l'impact de la volatilité des changes sur l'investissement.
- Lucas (1967) qui montre que l'incertitude de taux de change réduit l'investissement en présence de coûts d'ajustement et de Tobin (1969) selon lequel, l'incertitude a également un impact négatif sur l'investissement dans le modèle du q de Tobin , ou lorsque qu'il existe une irréversibilité dans le processus d'investissement (Nickell, 1974 et 1978), associée à une irréversibilité dans l'investissement, celle-ci augmente la valeur implicite de l'option consistant à attendre avant d'investir; ce résultat est par ailleurs indépendant de la présence d'aversion pour le risqué.
- Belke et Gros (1998) montrent que la volatilité des changes réduit l'investissement même en l'absence d'aversion pour le risque. Ils mettent par ailleurs en évidence l'importance des structures de marché sur l'ampleur des stratégies d'option d'attente. Pour eux, une firme désire mettre en œuvre un investissement irréversible, dont le rendement est incertain, et dépend du comportement du taux de change. En effet, à chaque période t, le rendement de l'investissement se compose d'un élément certain et d'un élément aléatoire. Ce dernier dépend du comportement du taux de change.

De tous ce qui précède, l'hypothèse de ce travail qui stipule que la volatilité de taux de change à des effets négatifs sur l'attractivités des IDE en RDC est confirmée, car, il est à appréhender que la volatilité du taux de change traduit l'incertitude dans le comportement de ce dernier et par conséquent peut réduire les mouvements spéculatifs des capitaux en général et des IDE en particulier.

CONCLUSION

Cette recherche s'est généralement proposée d'évaluer l'existence d'un lien entre la volatilité du taux de change et les IDE en République Démocratique du Congo. Elle est motivée par les implications négatives de reflux des IDE et la flexibilité du taux de change observés en RDC. Pour ce faire, il a recouru au modèle Autorégressif à retard échelonné, en utilisant des données annuelles allant de 1985 à 2020, soit 36 ans. La RDC a une politique de change qui devient de plus en plus inefficace à l'attrait des IDE au sein de son territoire. D'où, la volatilité du taux de change traduit l'incertitude dans le comportement de ce dernier ; par conséquent, pouvant réduire les mouvements spéculatifs des capitaux en général et des IDE en particulier.

Ces résultats nécessitent un certain nombre en terme d'implication de politique économique. Ainsi, pour attirer les investisseurs étrangers, un quasi remède aux différentes contraintes (la forte dollarisation, la faiblesse institutionnelle, ...) liées à la conduite de la politique monétaire pour garantir la crédibilité de la BCC dans sa conduite de la politique monétaire est la mise en place des mécanismes favorisant l'assainissement de climat des affaires.

La présente étude n'a pas la prétention d'avoir traité toutes les questions liées à la relation entre la politique monétaire et l'investissement privé. Dès lors, il est possible d'envisager son prolongement en direction de canaux de transmission par lesquels le taux de change implique les IDE tout en formalisant des modèles plus élargis comme le modèle SVAR. Le modèle DSGE pouvant améliorer, compléter et affiner les présents résultats.

BIBLIOGRAPHIE

- [1] Belke, A. and Gros, D., 1998. Evidence on the Cost of Intra-European Exchange Rate Variability, CEPS Working Document 121.
- [2] Bourbonnais, R. (2015). *Econométrie : cours et exercices corrigés*. Paris : 9^{ème} Edition Dunod.
- [3] Dixit, A.K. and Pindyck, R.S. (1994). *Investment under Uncertainty*. Princeton University Press.
- [4] Dixit, A.K., 1989. "Entry and Exit Decisions under Uncertainty", *Journal of Political Economy* 97,
- [5] Dixit, A.K., 1992. "Investment and Hysteresis", *Journal of Economic Perspective* 6, 107-32.

- [6] Djaowe, J. et Bouba, W. (2018). « Institutions et attractivité des investissements directs étrangers au Cameroun », *International Journal of Innovation and Scientific Research*, ISSN 2351-8014 Vol. 38 No. 2 Sep. 2018, pp. 257-271
- [7] Doucouré, F.B. (2008). *Méthodes et économétriques : cours et travaux pratiques*. Dakar : 5^{ème} Edition.
- [8] Lafrance, R. et Tessier, D. (2004). *La variabilité du taux de change et l'investissement au Canada*, Séance 4 sur Incertitude entourant le taux de change, investissement et productivité.
- [9] Obstfeld, M. (1998). « The global capital market: Benefactor or menace? ». *Journal of Economic Perspectives*, vol. 12, n°4, pp. 9-30.

ANNEXES

ANNEXE 1 : TEST DE STATIONNARITE DES VARIABLES VOLATILITE DE TAUX DE CHANGE

Null Hypothesis: D(VOLTCHE) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.695410	0.0087
Test critical values:		
1% level	-3.639407	
5% level	-2.951125	
10% level	-2.614300	

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

IDE

Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.861787	0.0021
Test critical values:		
1% level	-4.243644	
5% level	-3.544284	
10% level	-3.204699	

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

LPIB

Null Hypothesis: D(LPIB) has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.743017	0.0771
Test critical values:		
1% level	-2.634731	
5% level	-1.951000	
10% level	-1.610907	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LPIB,2)
 Method: Least Squares
 Date: 09/10/24 Time: 22:10
 Sample (adjusted): 1987 2020
 Included observations: 34 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LPIB(-1))	-0.160870	0.092294	-1.743017	0.0906
R-squared	0.082711	Mean dependent var		0.000850

CRESIT A L'ECONOMIE

Null Hypothesis: D(CRED) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.804140	0.0002
Test critical values:		
1% level	-4.252879	
5% level	-3.548490	
10% level	-3.207094	

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

ANNEXE 2 : ESTIMATION DU MODELE ARDL

Command

Dependent Variable: IDE
 Method: ARDL
 Date: 09/10/24 Time: 21:18
 Sample (adjusted): 1986 2020
 Included observations: 35 after adjustments
 Maximum dependent lags: 1 (Automatic selection)
 Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
 Dynamic regressors (1 lag, automatic): LVOLTCH E LPIB CRED CH
 Fixed regressors: C
 Number of models evaluated: 16
 Selected Model: ARDL(1, 1, 1, 0, 0)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
IDE(-1)	0.020495	0.200313	0.102314	0.9193
LVOLTCH E	1.886461	1.804565	1.045383	0.3051
LVOLTCH E(-1)	-2.163414	1.631969	-1.325646	0.1961
LPIB	26.19493	12.68554	2.064944	0.0487
LPIB(-1)	-26.15012	12.87526	-2.031036	0.0522
CRED	-0.181579	0.787284	-0.230640	0.8193
CH	8.933160	7.433749	1.201703	0.2399
C	-10.53659	115.0087	-0.091616	0.9277
R-squared	0.468359	Mean dependent var		2.535793
Adjusted R-squared	0.330527	S.D. dependent var		3.468568
S.E. of regression	2.838029	Akaike info criterion		5.121728
Sum squared resid	217.4690	Schwarz criterion		5.477236
Log likelihood	-81.63025	Hannan-Quinn criter.		5.244450
F-statistic	3.398027	Durbin-Watson stat		2.042755
Prob(F-statistic)	0.009851			

*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection.

ANNEXE 3 : ESTIMATION DE LA FORCE DE RAPPEL ETR DE LA DYNAMIQUE DE COURT TERME

ARDL Error Correction Regression
 Dependent Variable: D(IDE)
 Selected Model: ARDL(1, 1, 1, 0, 0)
 Case 3: Unrestricted Constant and No Trend
 Date: 09/10/24 Time: 21:29
 Sample: 1985 2020
 Included observations: 35

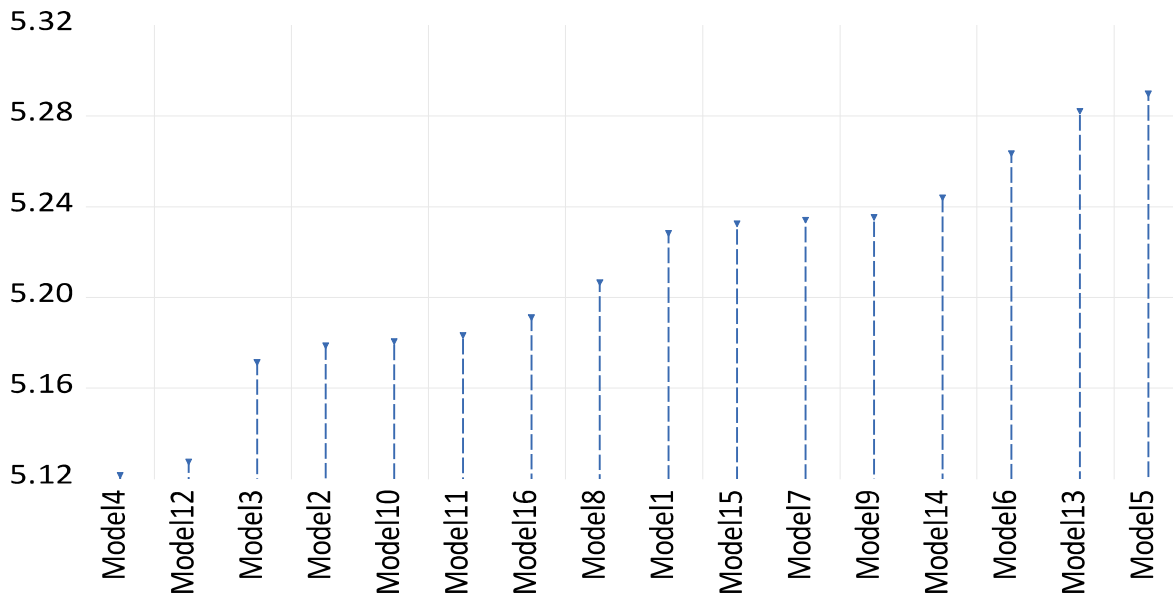
ECM Regression
 Case 3: Unrestricted Constant and No Trend

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-10.53659	1.794198	-5.872592	0.0000
D(LVOLTCH E)	1.886461	1.376387	1.370590	0.1818
D(LPIB)	26.19493	8.694339	3.012872	0.0056
CointEq(-1)*	-0.979505	0.161158	-6.077902	0.0000
R-squared	0.551157	Mean dependent var		0.060384
Adjusted R-squared	0.507720	S.D. dependent var		3.774956
S.E. of regression	2.648609	Akaike info criterion		4.893157
Sum squared resid	217.4690	Schwarz criterion		5.070911
Log likelihood	-81.63025	Hannan-Quinn criter.		4.954518
F-statistic	12.68880	Durbin-Watson stat		2.042755
Prob(F-statistic)	0.000014			

* p-value incompatible with t-Bounds distribution.

ANNEXE 4 : LE CRITERE D’AKAIK DE CHOIX DU MODELE OPPTIMAL

Akaike Information Criteria



- Model4: ARDL(1, 1, 1, 0, 0)
- Model12: ARDL(1, 0, 1, 0, 0)
- Model3: ARDL(1, 1, 1, 0, 1)
- Model2: ARDL(1, 1, 1, 1, 0)
- Model10: ARDL(1, 0, 1, 1, 0)
- Model11: ARDL(1, 0, 1, 0, 1)
- Model16: ARDL(1, 0, 0, 0, 0)
- Model8: ARDL(1, 1, 0, 0, 0)
- Model1: ARDL(1, 1, 1, 1, 1)
- Model15: ARDL(1, 0, 0, 0, 1)
- Model7: ARDL(1, 1, 0, 0, 1)
- Model9: ARDL(1, 0, 1, 1, 1)
- Model14: ARDL(1, 0, 0, 1, 0)
- Model6: ARDL(1, 1, 0, 1, 0)
- Model13: ARDL(1, 0, 0, 1, 1)
- Model5: ARDL(1, 1, 0, 1, 1)

ANNEXE 5 : ESTIMATIONS DES COEFFICIENT DE LONG TERME

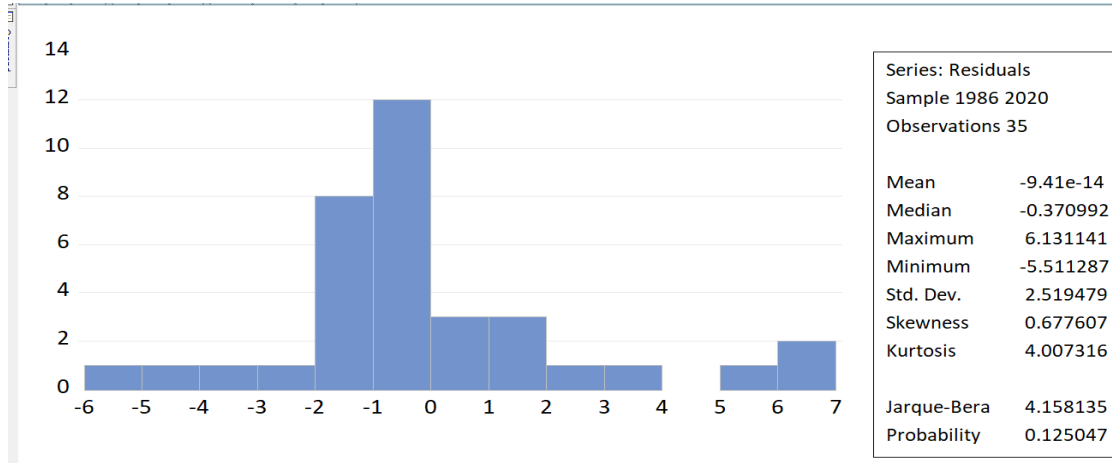
Levels Equation				
Case 3: Unrestricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LVOLTCH	-0.282747	0.909811	-0.310776	0.7584
LPIB	0.045749	4.703666	0.009726	0.9923
CRED	-0.185378	0.820609	-0.225903	0.8230
CH	9.120074	7.944448	1.147981	0.2610

EC = IDE - (-0.2827*LVOLTCH + 0.0457*LPIB -0.1854*CRED + 9.1201*CH)

ANNEXE 6 : TEST DE COINTÉGRATION DE PESARAN

F-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
Asymptotic: n=1000				
F-statistic	4.934653	10%	2.08	3
K	4	5%	2.39	3.38
		2.5%	2.7	3.73
		1%	3.06	4.15
Finite Sample: n=35				
Actual Sample Size	22	10%	2.331	3.417
		5%	2.804	4.013
		1%	3.9	5.419
Finite Sample: n=30				
		10%	2.407	3.517
		5%	2.91	4.193
		1%	4.134	5.761

ANNEXE 7: TEST DE NORMALITE



ANNEXE 8 : TEST D'AUTOCORRELATION DES ERREURS

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey
Null hypothesis: Homoskedasticity

F-statistic	1.316111	Prob. F(11,23)	0.2773
Obs*R-squared	13.52029	Prob. Chi-Square(11)	0.2607
Scaled explained SS	9.583920	Prob. Chi-Square(11)	0.5682

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 09/11/24 Time: 16:58
Sample: 1986 2020
Included observations: 35

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	232.7313	549.6063	0.423451	0.6759
IDE(-1)	-0.882434	0.703127	-1.255013	0.2221
LVOLTCH	-0.318825	6.599110	-0.048313	0.9619
LVOLTCH(-1)	-1.397640	9.248259	-0.151125	0.8812
LPIB	25.17759	48.28953	0.521388	0.6071
LPIB(-1)	-34.55708	47.40802	-0.728929	0.4734
CRED	-0.333285	3.266162	-0.102042	0.9196
CRED(-1)	2.242633	3.780616	0.593192	0.5588
CH	15.75776	435.1976	0.036208	0.9714
CH(-1)	-14.27584	419.1449	-0.034059	0.9731
DUM	6.286592	13.53019	0.464634	0.6466
DUM(-1)	6.857764	10.23952	0.669735	0.5097
R-squared	0.386294	Mean dependent var	5.492082	
Adjusted R-squared	0.092782	S.D. dependent var	10.09637	
S.E. of regression	9.616592	Akaike info criterion	7.630717	
Sum squared resid	2127.013	Schwarz criterion	8.163980	
Log likelihood	-121.5376	Hannan-Quinn criter.	7.814799	
F-statistic	1.316111	Durbin-Watson stat	2.024366	
Prob(F-statistic)	0.277286			

ANNEXE 9 : AUTO-CORRELATION DES ERREURS

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test				
Null hypothesis: No serial correlation at up to 2 lags				
F-statistic	0.184215	Prob. F(2,25)	0.8329	
Obs*R-squared	0.508311	Prob. Chi-Square(2)	0.7756	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID				
Method: ARDL				
Date: 09/10/24 Time: 21:25				
Sample: 1986 2020				
Included observations: 35				
Presample missing value lagged residuals set to zero.				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IDE(-1)	0.087141	0.579505	0.150371	0.8817
LVOLTCH	-0.014276	1.895577	-0.007531	0.9941
LVOLTCH(-1)	0.063080	1.786575	0.035308	0.9721
LPIB	-1.442036	15.87984	-0.090809	0.9284
LPIB(-1)	1.034350	16.16001	0.064007	0.9495
CRED	0.051757	0.839325	0.061665	0.9513
CH	-1.350821	8.629766	-0.156530	0.8769
C	11.21127	120.2201	0.093256	0.9264
RESID(-1)	-0.115805	0.595007	-0.194629	0.8473
RESID(-2)	-0.108354	0.210885	-0.513805	0.6119
R-squared	0.014523	Mean dependent var	-4.31E-14	
Adjusted R-squared	-0.340248	S.D. dependent var	2.529061	
S.E. of regression	2.927871	Akaike info criterion	5.221384	
Sum squared resid	214.3107	Schwarz criterion	5.665770	
Log likelihood	-81.37423	Hannan-Quinn criter.	5.374786	
F-statistic	0.040937	Durbin-Watson stat	2.023644	
Prob(F-statistic)	0.999986			