

L'impact de volatilité du taux de change sur les investissements directs étrangers au Maroc : Etude empirique

The impact of exchange rate volatility on foreign direct investment in Morocco: Empirical investigation

ZOUIRCHI Houda

Doctorante

Faculté des Sciences Juridiques Economiques et Sociales de Mohammeda

Université Hassan II - Maroc

Laboratoire d'intelligence économique et stratégique

Zouirchi.houda@gmail.com

OUIA Aziz

Enseignant-Chercheur

Faculté des Sciences Juridiques Economiques et Sociales de Mohammeda

Université Hassan II - Maroc

Laboratoire d'intelligence économique et stratégique

aziz.ouia55@gmail.com

Date de soumission : 16/01/2024

Date d'acceptation : 07/02/2024

Pour citer cet article :

ZOUIRCHI.H & OUIA.A.(2024) «L'impact de volatilité du taux de change sur les investissements directs étrangers au Maroc : Etude empirique », Revue Française d'Economie et de Gestion «Volume 5: Numéro 2» pp : 352 – 379.

Author(s) agree that this article remain permanently open access under the terms of the Creative Commons Attribution License 4.0 International License



Résumé

Dans une économie en mutation, les taux de change ont toujours retenu l'attention des chercheurs, notamment en raison de leur impact sur les agrégats macroéconomiques et sur l'attractivité des investissements. Ce travail vise à comprendre l'impact des fluctuations des taux de change sur les IDE au Maroc, en utilisant l'approche de cointégration du modèle ARDL pour estimer les effets à court et à long terme. Les données utilisées sont des données trimestrielles, couvrant le premier trimestre 2007 au quatrième trimestre 2021, représentant 60 observations.

Les résultats empiriques montrent que le taux de change effectif réel a un impact négatif très important tant à court terme qu'à long terme. L'inflation a un effet positif, ce qui signifie qu'une augmentation des prix peut entraîner des rendements marginaux du capital plus élevés, stimulant ainsi l'investissement.

Mots clés : Taux de change ; IDE ; Taux d'inflation ; ARDL ; Cointégration.

Abstract

In a changing economy, exchanging rate has always been an issue for researches due to its impact on macroeconomic aggregates and on the investment attractiveness. For this purpose, this work aims to explain the impact of the exchanging rate volatility on the direct foreign investment in Morocco, using the AutoRegressive Distributed Lag (ARDL) model to estimate long-term and short-term impacts. The data used are quarterly, covering the first quarter of 2007 to the 4th quarter of 2021 and representing 60 observations.

The empirical results shows that the real effective exchanging rate has an important negative impact on the short-term and the long-term. Furthermore, the inflation has a positive effect, which means that price increase may lead to a high marginal return of capital and then a stimulation of investment.

Keywords: Exchange rate; Direct foreign investment; Inflation rate; Cointegration

Introduction

Depuis l'effondrement du système de taux de change fixe de Bretton Woods, le régime de taux de change optimal d'un pays est un sujet de débat parmi les économistes internationaux. Par conséquent, la question de la stabilité des taux de change et de son impact sur l'économie a fait l'objet d'une attention considérable lors de diverses crises dans plusieurs pays.

Au Maroc, la gestion du taux de change est considérée comme un objectif politique majeur pour atteindre divers objectifs, notamment la lutte contre l'inflation et le maintien de la compétitivité extérieure. Bien que le pays dispose d'un mécanisme de marché depuis les années 1990, son régime de change reste très interventionniste même après l'élargissement de la marge de change en 2018.

Dans une économie dotée d'un régime de change flexible, le taux de change fluctue quotidiennement de manière très fine. Sa volatilité a un impact sur l'économie car elle affecte les variables macroéconomiques, à savoir le taux d'inflation et les investissements directs étrangers (IDE). Cette dernière joue un rôle important dans le développement économique et social du pays d'accueil. En plus d'augmenter le capital national et de créer des emplois, cela peut stimuler la productivité grâce à la diffusion d'externalités positives dans le transfert de technologie et de savoir-faire.

Aujourd'hui, l'investissement étranger est considéré comme une panacée contre les maux économiques et sociaux dont souffrent les économies : chômage, manque de ressources intérieures, ruptures technologiques, déficits de la balance des paiements, exclusion sociale, etc.

Ce travail se présente donc, pour fournir des clés de réponses à la problématique suivante : « **Quel est l'impact du taux de change sur les investissements directs étrangers (IDE) au Maroc ?** »

L'objectif de cette étude est d'analyser l'impact des fluctuations des taux de change sur les IDE au Maroc. L'étude vise à comprendre comment les fluctuations des taux de change affectent la décision des investisseurs étrangers de réaliser des investissements directs étrangers au Maroc.

1. Revue de littérature :

1.1. Analyse théorique : Taux de change

1.1.1 La théorie de la parité des pouvoirs d'achat (PPA) :

Selon cette théorie, à long terme, les taux de change devraient refléter les différences de niveaux de prix entre les pays. Si un pays connaît une inflation plus élevée que d'autres, sa

monnaie devrait se déprécier pour compenser la différence et maintenir la parité du pouvoir d'achat¹.

1.1.2 La théorie de la parité des taux d'intérêt (PTI) :

Selon cette théorie, les différences de taux d'intérêt entre les pays affectent les mouvements des taux de change. Les pays qui offrent des taux d'intérêt plus élevés attireront les investisseurs, augmentant ainsi la demande et l'appréciation de leur monnaie².

1.1.3 La théorie des avantages comparatifs :

Développé par David Ricardo, il a été avancé que les taux de change sont affectés par les différences de coûts de production entre les pays. Un pays ayant un avantage comparatif dans la production de certains biens ou services verra sa monnaie s'apprécier, tandis qu'un pays dont les coûts de production sont plus élevés verra sa monnaie se déprécier.

1.1.4 La théorie de l'offre et de la demande :

Les fluctuations des taux de change sont principalement dues à l'offre et à la demande de devises sur le marché des changes³. Si la demande d'une monnaie dépasse son offre, son taux de change augmentera, et si l'offre dépasse la demande, son taux de change baissera.

1.1.5 La théorie des attentes :

Les attentes des investisseurs concernant les variations futures des taux de change peuvent affecter les fluctuations actuelles des taux de change. Si les investisseurs s'attendent à ce qu'une devise s'apprécie à l'avenir, ils peuvent augmenter leur demande actuelle pour cette devise, entraînant ainsi une hausse de son taux de change.

1.2. Théorie sur l'investissement direct à l'étranger :

1.2.1. La théorie de l'internationalisation :

La théorie développée par Ronald Coase et Peter Buckley soutient que les entreprises investissent à l'étranger pour internaliser certaines activités et bénéficier d'efficacités économiques.

Les entreprises peuvent décider d'investir directement à l'étranger pour contrôler pleinement leurs chaînes d'approvisionnement et réduire les coûts de transaction, plutôt que de s'appuyer sur des fournisseurs étrangers.

¹ Dornbusch (1987) fait l'historique de la PPA et propose une importante étude sur ce concept.

² Présentée à EcoMod 2006, International Conference on Policy Modeling, 28-30 juin 2006 à Hong Kong.

³ RICARDO David, (1817), *Des principes de l'économie politique et de l'impôt*, Paris, Flammarion, 1999

1.2.2. La théorie des coûts de transaction :

Selon cette théorie, les entreprises investissent à l'étranger pour réduire les coûts de transaction associés au commerce international. En investissant directement à l'étranger, les entreprises peuvent éviter les coûts de transport, les barrières tarifaires et non tarifaires ainsi que les risques associés aux fluctuations monétaires.

1.2.3. La théorie des marchés imparfait :

Cette théorie considère que les investissements étrangers des entreprises sont dus à l'existence d'imperfections du marché. Par exemple, une entreprise peut investir à l'étranger pour pénétrer de nouveaux marchés, contourner les barrières à l'entrée ou bénéficier de subventions ou de réglementations préférentielles dans un pays particulier.

1.2.4. La théorie de la recherche et développement :

Selon cette théorie, les entreprises investissent à l'étranger pour acquérir de nouvelles connaissances, compétences et technologies.

En investissant dans des pays leaders dans des domaines spécifiques, les entreprises peuvent accroître leur innovation et leur compétitivité sur les marchés mondiaux.

1.3. La relation entre le taux et IDE :

La littérature sur la relation entre la volatilité des taux de change et les IDE est insuffisante et relativement peu concluante. De nombreuses études ont exploré l'impact des fluctuations des taux de change sur l'investissement global, mais les résultats théoriques sont incertains et les résultats empiriques divergent. En fait, les taux de change peuvent influencer la décision des investisseurs étrangers d'investir dans un pays. Une monnaie plus faible peut rendre les investissements plus attrayants, car les investisseurs échangeront davantage de leur monnaie nationale contre des devises étrangères. Cela peut réduire les coûts de production et rendre les produits du pays plus compétitifs sur le marché international.

Dans l'ensemble, la littérature souligne que l'investissement est négativement lié à la volatilité des taux de change et à l'appréciation de la monnaie locale, bien que les caractéristiques spécifiques au secteur et à l'entreprise soient également des déterminants importants (Kyereboah-Coleman et Agyire-Tettey 2008).

Stephen Hymer (1960) a été l'un des premiers à étudier la relation entre taux de change et IDE. Il a proposé la théorie des « avantages spécifiques », selon laquelle les entreprises multinationales investissent à l'étranger pour profiter des avantages spécifiques qu'elles possèdent, tels que des technologies, des compétences ou des ressources uniques.

David Ricardo a étudié au XIX^e siècle la relation entre les taux de change et les IDE en se concentrant sur les avantages comparatifs des pays. Dans le contexte des IDE, David Ricardo estime que les changements dans les taux de change affecteront la compétitivité des industries. La dépréciation de la monnaie nationale peut rendre les exportations plus compétitives, encourageant ainsi les IDE dans les industries orientées vers l'exportation, tandis que l'appréciation de la monnaie peut réduire le coût élevé des importations et réduire l'attractivité des IDE dans certaines industries.

En outre, les variations des taux de change peuvent affecter les décisions d'investissement en modifiant la compétitivité d'une entreprise sur les marchés internationaux.

Les études de Froot et Stein (1991) et Klein et Rosengen (1994) estiment que la sous-estimation du RER stimule la production de biens d'exportation (les rendements des facteurs dans le secteur augmentent en raison de l'augmentation du prix relatif des biens échangeables) et attire la production de marchandises à l'exportation.

L'investissement direct étranger se produit soit parce qu'il améliore l'investissement direct étranger, soit parce qu'il réduit le coût des facteurs de production fixes, augmentant ainsi la rentabilité des investissements dans le pays.

2. Revue de littérature empirique :

Certaines études se concentrent sur l'impact des taux de change et de l'inflation sur les investissements directs étrangers, notamment dans les pays en développement. Cette revue de la littérature explore ces relations.

De nombreuses études menées dans différents pays, différentes périodes et différentes méthodes d'estimation confirment que les fluctuations des taux de change affectent les IDE. Certains chercheurs confirment que la flexibilité du taux de change a un impact positif sur les IDE (Y.Samran ; 2013 H.Sharifi-Renani et M.Mirfatah ; 2012 Goldberg et Kolstad ; 1995), tandis que d'autres études démontrent l'impact néfaste du taux de change (Usman Ullah Khan 2017 Dal Bianco et To Loan, 2017 J. Sousa Martins, Luis Laureano et R. Barradas, 2015 E. Asmah et F. Kwaw Ando 2013 Benassy- Quere et al., 2001).

D'autres études ont démontré un impact négatif de la volatilité des taux de change sur les IDE en utilisant la méthode Johansson. A cette fin, H. Sharifi-Renani et M. Mirfatah (2012) ont tenté d'analyser les déterminants des IDE, notamment la volatilité du taux de change et la volatilité du taux de change iranien au cours du deuxième au deuxième trimestre 1980.

Les résultats montrent que le produit intérieur brut, l'ouverture et le taux de change sont positivement liés aux investissements directs étrangers, mais que les prix mondiaux du pétrole

brut et les fluctuations des taux de change sont négativement liés aux investissements directs étrangers.

Au niveau de l'article d'Usman Ullah Khan (2017), l'approche de cointégration modèle (ARDL) est utilisée pour estimer l'impact des variations du taux de change, du PIB, de l'ouverture commerciale et de la balance courante sur les IDE au Pakistan. Période 1981 à 2015. Les auteurs soutiennent que les fluctuations des taux de change et des soldes courants ont des impacts négatifs sur les investissements directs étrangers à court et à long terme.

Dans une étude similaire, Dal Bianco et To Loan (2017) ont utilisé un modèle GARCH (hétéroscédasticité conditionnelle autorégressive généralisée) pour estimer l'impact des fluctuations des prix et des taux de change sur les flux d'IDE dans 10 pays d'Amérique latine entre 1990 et 2012. Les résultats corroborent les théories de l'hystérésis et de la valeur des options chaque fois que l'effet de la volatilité du taux de change sur l'IDE est négatif et statistiquement significatif. En revanche, la volatilité des prix s'est avérée avoir un effet positif mais insignifiant. Les recherches montrent également que le capital humain et l'ouverture commerciale sont essentiels pour attirer les investissements étrangers.

Azzouzi Asmae et Bousselhami Ahmed (2019) utilisent un modèle de décalage d'échelle autorégressif (ARDL) pour estimer la volatilité des prix et le taux de change réel (RTR) des IDE marocains entre 1990 et 2017. Les résultats montrent que les variations du taux de change réel ont des effets négatifs très importants à court et à long terme. La volatilité des prix a un impact positif.

Tableau 1 : Récapitulatif de la recherche empirique de taux de change sur l'IDE

Auteurs	Méthodologie de recherche	Résultats
Jason Kiat (2008)	Analyse de régression linéaire	L'inflation a un impact négatif sur les IDE, et l'impact des taux de change est controversé.
H.Sharifi-Renani et M.Mirfatah (2012)	Approche de la cointégration de Johansen	L'impact positif et significatif des taux de change sur les IDE.
E.Asmah et F. Kwaw Andoh (2013)	Modèle de panel linéaire	Les fluctuations des taux de change ont eu un impact négatif considérable sur les investissements directs étrangers dans les pays africains.
Y.Samran (2013)	Moindres carrés ordinaires MCO	L'impact positif et négatif du taux de change et de l'inflation sur les IDE.
J.Sousa Martins, Luis Laureano et R.Barradas (2015)	AutoRegressive Distributed Lag (ARDL)	Impact négatif du taux de change effectif réel TCER sur les flux d'IDE.
Dal Bianco et To Loan (2017)	Analyse des données du panel	Les fluctuations des taux de change ont un impact négatif important sur les flux d'IDE.
Usman Ullah Khan (2017)	AutoRegressive Distributed Lag (ARDL)	L'impact négatif des taux de change sur les IDE.
Azzouzi Asmae & Bousselhami Ahmed (2019)	AutoRegressive Distributed Lag (ARDL)	Le taux de change et l'inflation ont respectivement des impacts négatifs et positifs sur les IDE.
Kaboul EL Yamani & Ahlam Qafas (2021)	Moindres carrés ordinaires MCO	Les résultats n'ont pas prouvé un impact significatif des variations du taux de change sur les investissements domestiques au Maroc.

Source : Conception auteur

3. Méthodologie :

3.1. Présentation ARDL :

Pour étudier l'impact du taux de change sur les IDE au Maroc nous allons estimer le modèle ARDL (autorégressif à retards distribués, Auto Regressive Distributed Lag model).

Ce modèle, qui fait partie de la classe des modèles dynamiques, permet de capter les effets temporels et se présente ainsi :

On considère une variable endogène (Y_t) qui peut être expliquée par :

Ses propres valeurs passées (Y_{t-i}), ceci est appelé un modèle autorégressif (AR) et peut s'écrire :

$$Y_t = a_0 + a_1 Y_{t-1} + \dots + a_p Y_{t-p} + \varepsilon_t$$

- **Ou bien :**

$$Y_t = a_0 + \sum_{i=1}^p a_i Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

- **Avec :**

$\varepsilon_t \sim \text{idd}(0, \sigma)$: terme d'erreur.

Ainsi que par les variables exogènes (X_t) et leurs valeurs passées (X_{t-i}), on parle ici des modèles à retards échelonnés (DL) qui prennent la forme suivante :

$$Y_t = \beta + b_0 X_t + \dots + b_q X_{t-q} + z_t$$

- **Ou bien :**

$$Y_t = \beta + \sum_{i=0}^q b_i X_{t-i} + z_t \dots$$

En effet, la combinaison des deux modèles donne ce qu'on appelle le modèle ARDL (modèles autorégressifs à retards échelonnés ou distribués), ainsi sa forme s'écrit :

$$Y_t = \varphi + a_1 Y_{t-1} + \dots + a_p Y_{t-p} + b_0 X_t + \dots + b_q X_{t-q} + \varepsilon_t$$

- **Ou bien :**

$$Y_t = \varphi + \sum_{i=1}^p a_i Y_{t-i} + \sum_{i=0}^q b_i X_{t-i} + \varepsilon_t$$

On note que (b_0) explique l'effet à court terme de (X_t) sur (Y_t), et pour expliquer l'effet à long terme de (X_t) sur (Y_t) on doit calculer (λ) à partir de la relation de long terme :

$$Y_t = k + \lambda X_t + u$$

- **Avec :**

$$\lambda = \sum b_i X_t / (1 - a_i)$$

3.2. Variables et sources des données :

En tenant compte des caractéristiques de l'économie marocaine et dans l'impossibilité de retenir l'ensemble des variables identifiées dans la revue de la littérature ci-dessus, nous allons opter pour les variables ci-après :

Tableau 2 : Choix des variables

Notation	Description	Source
IDE	Investissement direct étranger (afflux en % du PIB)	Ministère de l'économie et des finances et Haut-Commissariat au plan
Tx_croi	Le Taux de croissance économique en %	
Tx_ouver	Taux d'ouverture économique en % du PIB	
TCER	Taux de change effectif réel	
IPC	L'Indice des prix à la consommation	

Source : Conception auteur.

3.3. Le modèle a estimé :

Nous cherchons à étudier la relation entre le taux de change effectif réel et les investissements directs étrangers au Maroc sur la base du modèle que nous développons.

$$IDE_t = b_0 + b_1 TCER_t + b_2 IPC_t + b_3 Tx_croi_t + b_4 Tx_ouver_t + e_t$$

- L'indice t indique le temps ; b_0 : constante b_1, b_2, b_3, b_4 les coefficients ; e_t : terme d'erreur.
- **Tx_croi** : taux de croissance économique en %
- **IDE** : L'investissement direct étranger en %
- **IPC** : l'indice des prix à la consommation
- **Tx_ouver** : Taux d'ouverture en %
- **TCER** : Taux de change effectif réel

4. Résultats empiriques :

4.1. Analyse descriptive :

Cette étape serve à décrire et analyser les données à travers des calculs des indicateurs de position de dispersion et de normalité, le tableau suivant nous donne ces calculs à l'aide d'Eviews :

Tableau 3 : Analyse statistique des variables

	IDE	TCER	IPC	TX_OUVER	TX_CROI
Mean	0.026364	99.21526	2.055224	-0.393545	0.009231
Median	0.027186	99.11217	2.054294	-0.388421	0.012199
Maximum	0.058848	105.7437	2.095450	-0.337036	0.096700
Minimum	-0.061135	94.44357	2.006181	-0.490159	-0.139095
Std. Dev.	0.017532	2.781091	0.023235	0.033852	0.026882
Skewness	-2.022315	0.365987	-0.232298	-0.770702	-2.380612
Kurtosis	12.04788	2.295652	2.028639	3.457482	18.20155
Jarque-Bera	245.5580	2.579727	2.898480	6.463048	634.3906
Probability	0.000000	0.275308	0.234749	0.039497	0.000000
Sum	1.581813	5952.915	123.3134	-23.61272	0.553883
Sum Sq. Dev.	0.018135	456.3335	0.031852	0.067612	0.042636
Observations	60	60	60	60	60

Source : Conception auteur, Eviews12.

D'après l'étude descriptive de ces variable le tableau ci-dessus nous montre que la variable de IPC est la plus volatile et la variable taux de croissance est le moins au regard des valeurs de l'écart type.

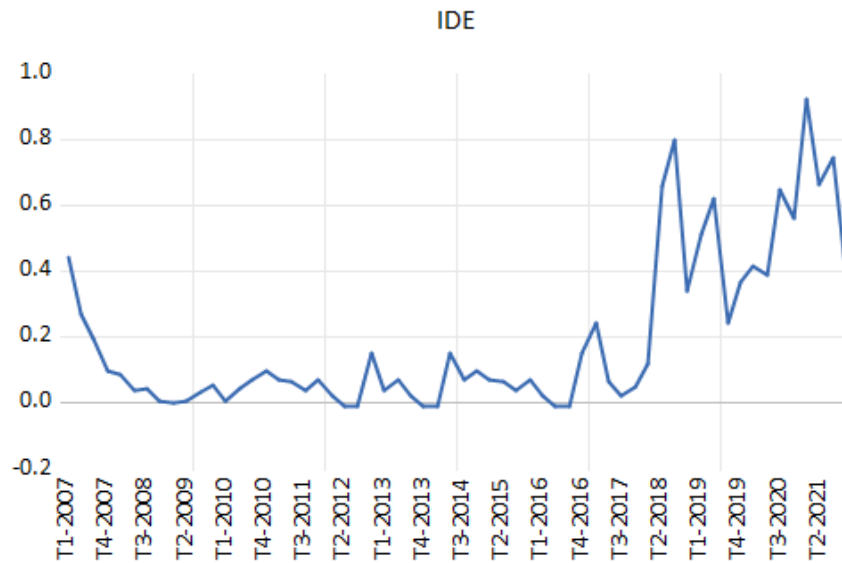
Cette étude descriptive nous renseigne aussi que la variable IDE, tx_ouver et tx_croissance n'est pas normalement distribuée (les probabilités de Jarque-Bera sont inférieur à 5%). Ainsi, le coefficient d'asymétrie « Skewness » nous renseigne la présence d'asymétrie vers la droite pour IDE et TCER, et vers la gauche pour IPC, tx_ouver et tx_croissance.

De plus, le coefficient d'aplatissement « Kurtosis » nous indique que les distributions IDE, tx_ouver et tx_croissance sont leptokurtique (car ce coefficient est supérieur à 3), par contre le TCER et IPC sont le plus aplaties que la loi normale.

4.2. Analyse graphique :

Avant d'appliquer notre estimation, nous avons procédé par l'observation de l'évolution des variables choisies durant toute la période d'étude, via le logiciel Eviews 12.

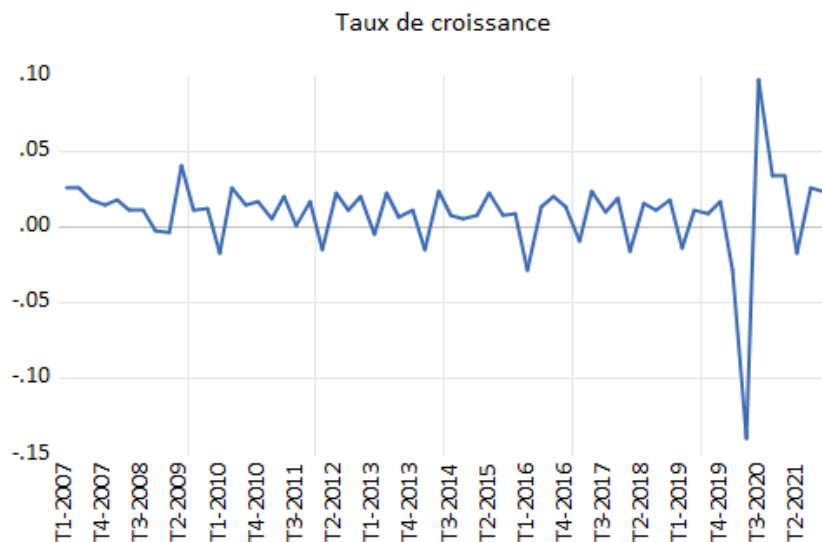
Figure 1 : Evolution des IDE



Source : Conception auteur, Eviews12.

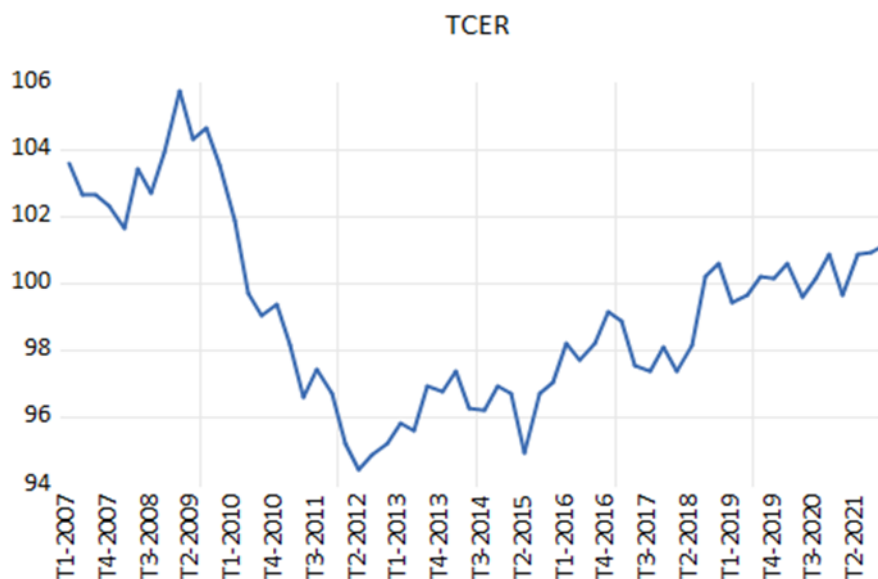
Durant la période 2007-2021, les investissements directs étrangers ont connu des faibles fluctuations et en 2ème trimestre du 2018 a tracé une hausse et des bas mais généralement en hausse

Figure 2 : Evolution de taux de croissance



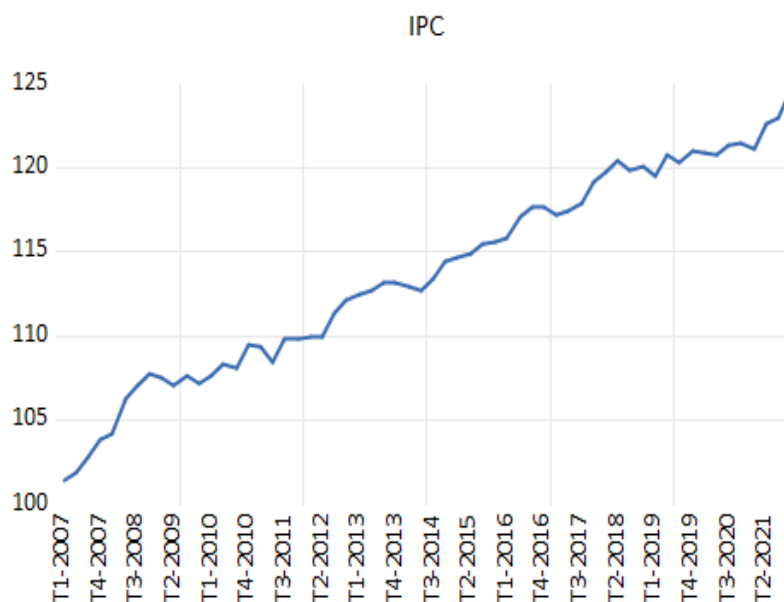
Source : Conception auteur, Eviews12.

Durant la période 2007-2021, la croissance du PIB marocain a connu une évolution en dents de scie. La dispersion autour de la moyenne s'approche quasiment de cette dernière.

Figure 3 : Evolution du TCER

Source : Conception auteur, Eviews12.

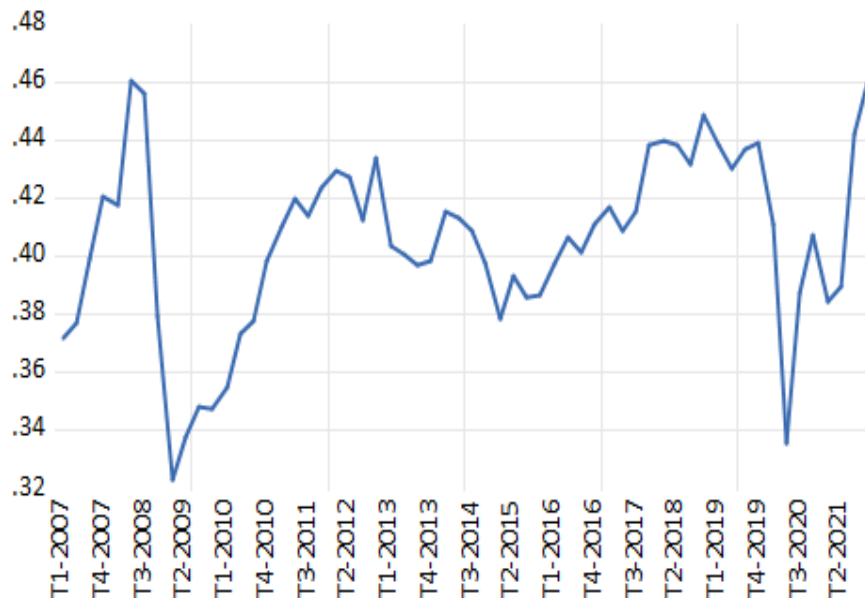
Depuis 2007, le TCER a connu une croissance progressive jusqu'à l'an 2009. Après avoir connu le TCER une baisse progressive jusqu'à l'année 2012. Le reste des périodes a été caractérisé par une évolution modérément irrégulière, mais légèrement en hausse.

Figure 4 : Evolution du IPC

Source : Conception auteur, Eviews12.

Durant la période allant de 2007 à 2021, l'indice des prix à la consommation (IPC) au Maroc a connu une tendance générale à la hausse. Cette évolution des prix reflète l'impact de divers facteurs économiques.

Figure 5 : Evolution du taux d'ouverture



Source : Conception auteur, Eviews12.

Durant la période 2007-2021, le taux d'ouverture a connu une forte baisse en 2ème trimestre 2009, après avoir une hausse progressive jusqu'à 2020 qui a connu une baisse du a la crise sanitaire.

4.3. Corrélation entre les variables :

L'examen de la matrice des corrélations entre les variables explicatives permet de repérer la corrélation éventuelle de couples des variables explicatives. Les coefficients de corrélation calculés permettent d'identifier des multi colinéarités impliquant plus de deux variables.

Tableau 4 : Matrice de corrélation

	TX_OUVER	TX_CROI	TCER	IPC	IDE
TX_OUVER	1.000000	0.187045	-0.340763	0.343252	0.131341
TX_CROI	0.187045	1.000000	0.043091	-0.107762	0.061490
TCER	-0.340763	0.043091	1.000000	-0.286504	-0.178988
IPC	0.343252	-0.107762	-0.286504	1.000000	-0.120407
IDE	0.131341	0.061490	-0.178988	-0.120407	1.000000

Source : Conception auteur.

D'après ce tableau, nous constatons qu'il y a une liaison positive de 34% (forte corrélation) entre IPC et taux d'ouverture c'est-à-dire que ces deux variables évoluent dans le même sens, et une forte corrélation entre IDE et taux d'ouverture de 13% et 6% entre IDE et taux de croissance. Nous remarquons également qu'il y a une liaison négative (faible corrélation) entre IDE et TCER et IPC.

4.3.1. La stationnarité des variables :

Avant de procéder à la cointégration dans le modèle ARDL, nous devons vérifier si toutes les variables sont intégrées du même ordre, ordre 0 I (0), ordre 1 I (1) ou bien des différents ordres 0 et 1, I (0) et I (1).

Une série chronologique est dite stationnaire lorsque toutes ses distributions marginales et conjointes ne changent pas dans le temps⁴. C'est-à-dire qu'elle ne contient pas de racine unitaire.

Cette série est dite stationnaire si $\rho < 1$. L'hypothèse nulle et l'hypothèse alternative pour chacune des séries seront donc :

❖ Hypothèses du test :

- $H_0 : \rho = 1$: la série contient une racine unitaire.
- $H_a : \rho < 1$: la série ne contient pas de racine unitaire.

Plusieurs tests de stationnarités comme celui de Phillips-Perron (PP), le Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, et Shin (KPSS) et le Augmented de Dickey-Fuller (ADF) peuvent nous permettre de répondre à ces hypothèses. Cependant, nous allons procéder avec le test Augmenté de Dickey-Fuller (ADF) sur Eviews.

❖ Règle de décision :

Si la p-value de t-statistique (t-stat) calculée est supérieure au seuil de signification $\alpha = 0,05$ on ne peut pas rejeter l'hypothèse nulle alors la série contient bien une racine unitaire : la série n'est donc pas stationnaire.

Dans le cas contraire, si la p-value de t-stat est inférieure au seuil de signification $\alpha = 0,05$ on rejette l'hypothèse nulle, c'est-à-dire qu'il n'y a pas de racine unitaire : la série est stationnaire.

⁴ Introductory Econometrics: A Modern Approach by Wooldridge, Jeffrey M. 5th (fifth) Edition

Tableau 5 : Test de stationnarité Dickey-fuller

Désignation	Ordre d'intégration	Niveau		1 ^{ère} différence		Stationnarité
		Valeurs calculées	Prob	Valeurs calculées	Prob	
IDE	I (0)	-8,14	0	-	-	Processus stationnaire
TCER	I (1)	-1,36	0,86	-7,92	0	DS sans dérive
Tx_ouver	I (1)	-3,13	0,10	-6,56	0	Processus stationnaire
IPC	I (0)	-3,92	0,01	-	-	DS sans dérive
Tx_croi	I (0)	-7,23	0	-	-	Processus stationnaire

Source : Conception auteur.**4.3.2. Décalage optimal et détermination du modèle ARDL optimal :****4.3.2.1. Décalage optimal :**

Avant estimation du modèle ARDL, il convient de déterminer le nombre de retard maximal que nous devons retenir dans notre modèle.

Dans cette section, nous procédons à la détermination de l'ordre optimal des retards qui seront inclus dans le modèle ARDL en se basant sur les critères d'information Akaike et Schwartz.

Nous retenons le LAG qui maximise généralement les critères d'informations.

Tableau 6 : Nombre de retard optimal

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	388.6136	NA	6.02e-13	-13.94959	-13.76710	-13.87902
1	602.1878	380.5503*	6.36e-16*	-20.80683*	-19.71192*	-20.38342*
2	625.4982	37.29667	6.92e-16	-20.74539	-18.73806	-19.96914
3	640.8257	21.73723	1.04e-15	-20.39366	-17.47390	-19.26457
4	664.8640	29.72006	1.21e-15	-20.35869	-16.52651	-18.87676
5	685.7795	22.05635	1.73e-15	-20.21016	-15.46556	-18.37539

Source : Calcul de l'auteur Eviews 12

D'après le critère d'AIC et Schwarz, le choix du retard optimal pour notre modèle est de l'ordre 1. Nous remarquons que le critère AIC informe que le maximum de retards que nous devons prendre dans notre modèle est de 1.

4.3.2.2. Causalité entre les variables :

Puisque les variables sont non stationnaires et ne sont pas cointégrées ou sont intégrées à des ordres différents, le test de causalité de Granger traditionnel devient inefficace. Dans ce cas, l'on recourt au test de causalité au sens de Toda-Yamamoto (1995) qui est basé sur la

statistique « W » de Wald. La statistique « W » de Wald est distribué suivant un khi-deux à n degré de liberté (n est le nombre de restrictions). Cette statistique est indépendante de l'ordre d'intégration des séries e leur Cointégration. La procédure du test de causalité de Granger proposée par Toda et Yamamoto (1995) est la suivante :

- Trouver l'ordre d'intégration maximale des séries sous études (dmax) en recourant aux tests de stationnarité ;
- Déterminer le lag ou décalage optimal du VAR en niveau sous étude (k) ou polynôme autorégressif (AR) en recourant aux critères d'information (AIC, SIC et HQ)
- Estimer un VAR en niveau augmenté d'ordre « $p=k+dmax$ »

❖ **Hypothèses du test :**

Ainsi, au sens de Toda et Yamamoto, les hypothèses de test sont :

- $H_0 : \chi^2 > 5\%$. L'absence de causalité
- $H_1 : \chi^2 < 5\%$. La présence de causalité

Concernant l'estimation du VAR en niveau augmenté, les conditions de stationnarité des séries définiront le nombre de lag ou retards à ajouter au VAR. En fait, pour des séries stationnaires en niveau, aucun lag n'est ajouté au VAR (Procédure de test standard) ; par contre, pour des séries I (1), l'on ajoutera un retard au VAR, ainsi de suite.

Tableau 7 : Test de causalité de Toda-Yamamoto

Dependent variable : IDE			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
IPC	5.944241	2	0.0512
TX_CROI	0.454850	2	0.7966
TX_OUVER	1.898939	2	0.3869
TCER	8.700266	2	0.0129
All	16.65127	8	0.0340
Dependent variable : IPC			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
IDE	3.926815	2	0.1404
TX_CROI	0.005590	2	0.9972
TX_OUVER	1.274660	2	0.5287
TCER	4.101034	2	0.1287
All	10.87531	8	0.2089
Dependent variable : TX_CROI			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
IDE	1.854486	2	0.3956
IPC	0.992258	2	0.6089
TX_OUVER	4.144055	2	0.1259
TCER	0.111727	2	0.9457
All	6.752099	8	0.5636
Dependent variable : TX_OUVER			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
IDE	6.779410	2	0.0337
IPC	2.091171	2	0.3515
TX_CROI	4.223719	2	0.1210
TCER	0.558973	2	0.7562
All	14.71357	8	0.0650
Dependent variable : TCER			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
IDE	0.151730	2	0.9269
IPC	1.001955	2	0.6059
TX_CROI	9.368644	2	0.0092
TX_OUVER	10.57224	2	0.0051
All	15.28160	8	0.0539

Source : Calcul de l'auteur Eviews 12

Dans ce tableau, nous déduisons les causalités suivantes au sens de Toda et Yamamoto : une causalité unidirectionnelle : la dynamique de l'IDE (Investissement direct étranger) est causée par TCER (Taux de change effectif réel), ainsi la dynamique de taux d'ouverture est causée par l'IDE et finalement la dynamique du TCER est causé par taux de croissance et taux d'ouverture.

4.4. Estimation ARDL :

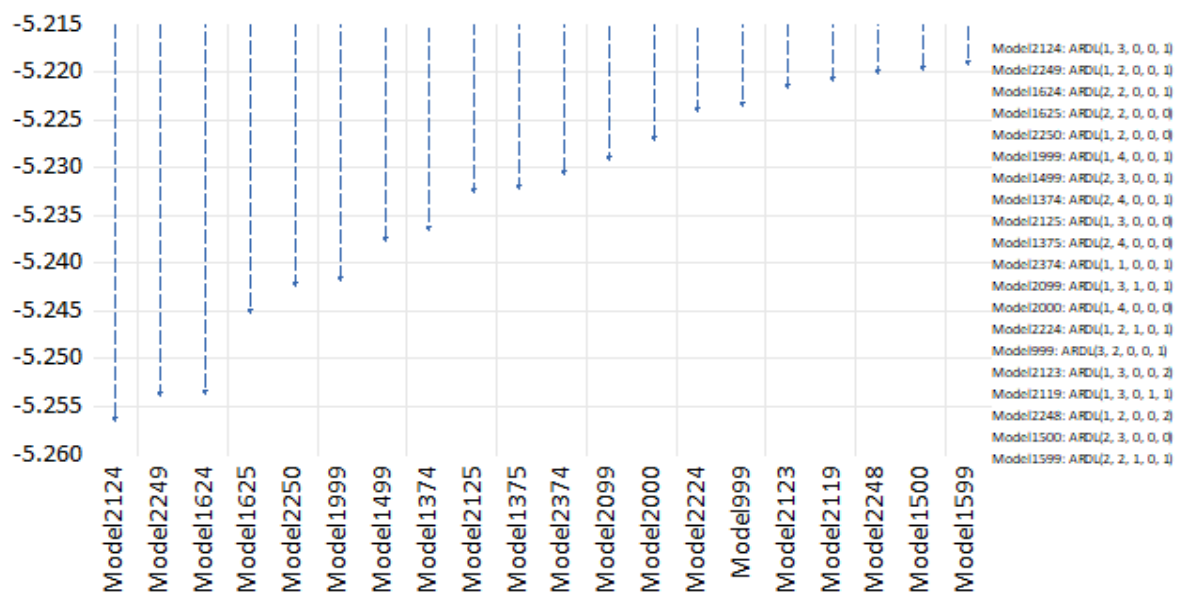
Comme on peut le voir, le modèle ARDL (1,3,0,0,1) est le plus optimal parmi les autres modèles évalués, sur la base du critère de sélection (AIC).

Par ailleurs, au regard des tests qui aident à diagnostiquer la robustesse du modèle ARDL estimé, l'on note l'absence d'autocorrélation des erreurs, l'absence d'hétéroscédasticité, une normalité des erreurs, et une bonne spécification du modèle.

Tableau 8 : Résultats des estimations du modèle ARDL

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob. *
IDE (-1)	-0.213827	0.136174	-1.570249	0.1231
TCER	0.002575	0.002316	1.111753	0.2719
TCER (-1)	-0.000942	0.003067	-0.307140	0.7601
TCER (-2)	-0.006873	0.003057	-2.248598	0.0293
TCER (-3)	0.003274	0.002363	1.385570	0.1724
IPC	-0.246327	0.125770	-1.958547	0.0561
TX_CROI	0.079809	0.101385	0.787192	0.4351
TX_OUVER	-0.076120	0.115213	-0.660691	0.5120
TX_OUVER (-1)	0.180591	0.118085	1.529324	0.1329
C	0.773877	0.305113	2.536362	0.0146
R-carré	0.290510	Variable dépendante moyenne		0.026241
R- carré ajusté	0.154650	Variables liées au SD		0.017807
Erreur standard de la régression	0.016373	Norme d'information Akaike		-5.228444
Résidus au carré sommés	0.012599	Critère de Schwartz		-4.870014
Log-vraisemblance	159.0107			-5.089146
F-statistic	2.138304	Durbin-Watson stat		1.892682
Prob(F-statistic)	0.044567			

Source : Calcul de l'auteur Eviews 12

Figure 6 : Valeurs Akaike des 20 meilleurs modèles de delay (1,3,0,0,1)

Source : Conception auteur, Eviews 12

Parmi les 20 modèles proposés, les statistiques d'Akaike suggèrent un ARDL (1,3,0,0,1).

4.4.1. Test de cointégration aux bornes :

Comme précédemment souligné puisque les variables sont intégrées à des ordres différentes et aucune des variables n'est I (2) (car la modélisation ARDL n'est pas valable pour les séries stationnaires en deuxième différence) ce qui rend inefficace d'utiliser le test de cointégration de Engle et Granger et celui de Johansen (qui nécessitent le même ordre d'intégration), et rend utile d'appliquer le test de cointégration aux bornes de Pesaran.

❖ Hypothèses du test :

- H_0 : Existence d'une relation de cointégration
- H_1 : Absence d'une relation de cointégration

La procédure du test consiste à comparer les valeurs de Fisher obtenues aux valeurs critiques (bornes) simulées pour plusieurs cas et différents seuils par Pesaran et al. L'on notera des valeurs critiques que la borne supérieure (2ème ensemble) reprend les valeurs pour lesquelles les variables sont intégrées d'ordre I (1) et la borne inférieure (1 er ensemble) concernent les variables I (0). Ainsi

- Si Fisher > Borne supérieure : Existence d'une relation de Cointégration
- Si Fisher < Borne inférieure : Absence d'une relation de Cointégration
- Si Borne inférieure < Fisher < Borne supérieure : Pas de conclusion

Après avoir appliqué ce test de cointégration sur Eviews, les résultats furent les suivants :

Tableau 9 : Résultats d'estimation du test des limites F

F-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
			Asymptotic: n=1000	
F-statistic	13.71265	10%	2.2	3.09
k	4	5%	2.56	3.49
		2.5%	2.88	3.87
		1%	3.29	4.37

Source : Nos estimations sur Eviews 12

En analysant le tableau ci-dessus, les résultats du test de cointégration aux bornes confirment l'existence d'une relation de cointégration, car la valeur de F-statistic = 13.712 est supérieur à celle de la borne supérieure quel que soit le seuil critique (10%, 5%, 2.5% ou 1%). L'existence d'une relation de cointégration nous donne la possibilité d'estimer les effets de long terme entre les variables.

4.4.2. Test de cointégration aux bornes :

Tableau 10 : Estimations à court-terme

Forme de cointégration				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D (TCER)	0.002575	0.002087	1.234177	0.2233
D (TCER (-1))	0.003599	0.002158	1.667513	0.1021
D (TCER (-2))	-0.003274	0.002129	-1.537567	0.1309
D(TX_OUVER)	-0.076120	0.082367	-0.924150	0.3601
CointEq(-1)*	-1.213827	0.127224	-9.540894	0.0000
R-carré	0.668938	Variable dépendante moyenne		0.000193
R-carré ajusté	0.643471	S.D. variable dépendante		0.026069
Erreur standard de régression	0.015566	Akaike info criterion		-5.403883
Somme des résidus au carré	0.012599	Schwarz criterion		-5.224668
Vraisemblance logarithmique	159.0107	Hannan-Quinn criter.		-5.334234
Durbin-Watson stat	1.892682			

Source : Calcul de l'auteur Eviews 12

Les estimations obtenues dans le tableau ci-dessus, montrent que le coefficient d'ajustement est négatif et statistiquement significatif, ce qui montre l'existence d'un mécanisme de correction d'erreur et par conséquent une relation de long terme entre les variables, la valeur de ce coefficient est de -1,21 ce qui est inférieur à -1 mais d'après plusieurs études et économètres la valeur du coefficient peut être entre 0 et -2, parce qu'il n'y a pas des normes concernant les limites du coefficient d'ajustement.

En effet l'explication donnée lorsque la valeur se trouve entre -1 et -2 est que la déviation de la variable endogène qui est l'investissement direct étranger (IDE) dans notre cas est corrigée par 121% avant TRIMESTRE. Naryan (2006) ajoute que le terme de correction d'erreur à court terme, au lieu de converger de manière monotone et directe vers la voie d'équilibre, le processus de correction d'erreur fluctue autour de la valeur à long terme de manière à réduire les oscillations. Cependant, une fois ce processus terminé, la convergence vers la voie de l'équilibre est rapide,

Quant à la relation à court terme, concernant le **taux de change effectif réel (TCER)**, la variable du taux d'intérêt, qui à première vue semble n'avoir aucun impact sur les investissements directs étrangers à court terme, cet impact s'inverse avec le temps. Les variables retardées ont un impact. Cependant, les résultats montrent également que l'IDE dépend positivement de la valeur décalée du taux de change. Chaque augmentation de 1 % du taux de change, c'est-à-dire une appréciation, peut réduire les investissements directs étrangers de 0,0032 %.

L'ouverture économique (tx_ouver) affiche un impact négatif sur la croissance économique à court terme, une augmentation de 1% du taux d'ouverture économique peut baisser l'investissement direct étranger de 7% mais l'effet peut s'inverser dans le temps, ce qui ne permet pas de trancher sur l'effet réel à court terme de l'ouverture économique sur les IDE et laisse le terrain à l'étude de l'effet à long terme.

Quant aux autres variables explicatives, l'IPC et le taux de croissance ne semblent pas avoir d'impact sur les investissements directs étrangers à court terme.

4.4.3. Les coefficients de long terme :

Le précédent modèle ARDL ainsi estimé ne laisse pas lire les effets immédiats (dynamique de court terme), ni ceux à long terme ; une autre procédure aidera plutôt à les obtenir.

Pour ce faire, dans l'output de l'estimation du modèle ARDL, suivre :

Tableau 11 : Estimations à long-terme

Coefficients de long terme				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TCER	-0.001619	0.000760	-2.130368	0.0384
IPC	-0.202934	0.099202	-2.045659	0.0464
TX_CROI	0.065750	0.084347	0.779517	0.4396
TX_OUVER	0.086067	0.065106	1.321960	0.1926
C	0.637551	0.234687	2.716601	0.0092

Source : Calcul de l'auteur Eviews 12

Les résultats à long terme présentés dans les résultats révèlent l'existence d'une relation de cointégration à court terme entre l'IDE et les variables explicatives. Ces résultats sont basés sur le coefficient du terme de correction d'erreur (ECM), qui est négatif et statistiquement significatif, montrant la rapidité avec laquelle la variable endogène (c'est-à-dire l'IDE) atteint l'équilibre à long terme.

À en juger par la relation à long terme du coefficient, à long terme, l'IPC réduit considérablement les investissements directs étrangers : pour chaque augmentation de 1 % de l'inflation, les investissements directs étrangers diminueront de 0,20 %.

4.4.4. Validation du modèle :

Des tests de diagnostic sont effectués sur le résidu afin d'évaluer la robustesse de notre modèle : Il s'agit test du multiplicateur de Lagrange pour l'autocorrélation des résidus, (LM-test de Breusch-Godfrey), le test d'homoscédasticité de White et de ARCH, et enfin la stabilité des coefficients par le test de CUSUM test.

Test d'autocorrélation :

Le test d'autocorrélation des erreurs permet de vérifier la robustesse du modèle tout en s'assurant que les erreurs ne sont pas corrélées dans le temps afin d'éviter toute régression fallacieuse.

Le test de Breusch-Godfrey est un test statistique qui permet de tester l'autocorrélation des résidus de n'importe quel ordre. Il s'agit d'un test asymptotique qui teste directement l'autocorrélation.

Tableau 12 : Résultats du test d'autocorrélation

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
Null hypothesis: No serial correlation at up to 2 lags			
F-statistic	2.439805	Prob. F (2,45)	0.0986
Obs*R-squared	5.576181	Prob. Chi-Square (2)	0.0615

Source : Calcul de l'auteur Eviews 12

La probabilité chi-square χ^2 de Breusch-Godfrey LM = 0,0615 est supérieure au seuil de signification $\alpha = 0,05$ alors on ne peut pas rejeter l'hypothèse nulle : il y'a donc absence d'autocorrélation dans les résidus.

Test d'hétéroscédasticité :

Passant au test de l'hétéroscédasticité. Pour ce faire, nous utilisons le test de ARCH qui propose comme hypothèse nulle l'absence de l'hétéroscédasticité.

Tableau 13 : Résultats du test d'hétéroscédasticité

Heteroskedasticity Test : ARCH			
F-statistic			0.7615
Obs*R-squared	0.096320	Prob. Chi-Square (1)	0.7563

Source : Calcul de l'auteur Eviews 12

Les erreurs sont homoscedastiques car la probabilité associée au test est supérieure aux seuils critiques. Nous concluons que le modèle est homoscedastique.

Test de normalité :

❖ **Hypothèses du test :**

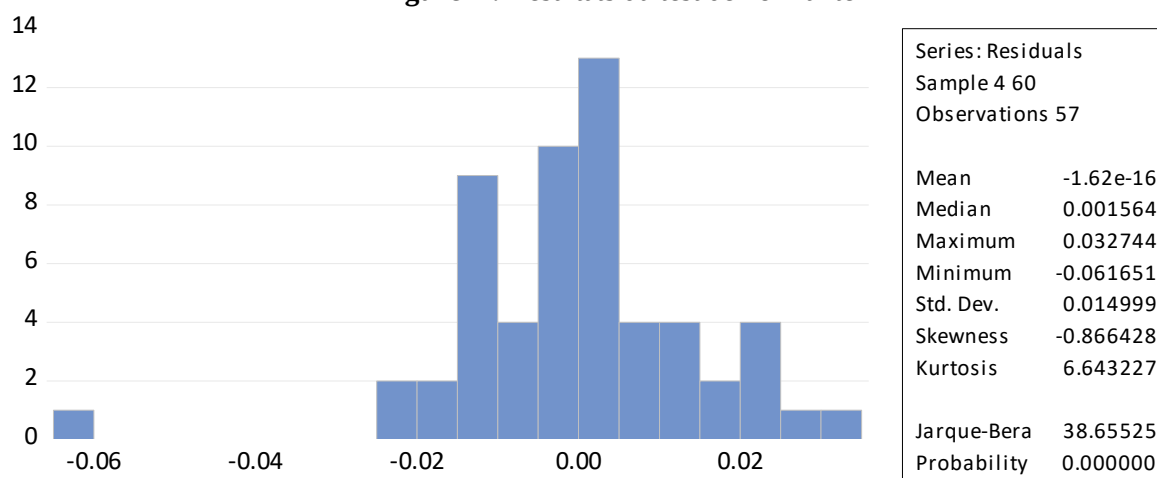
- H_0 : les résidus sont normalement distribués
- H_1 : les résidus ne sont pas normalement distribués

❖ **Règle de décision :**

Si la probabilité de la valeur statistique de Jarque-Bera est supérieure au seuil de signification $\alpha = 0,05$ alors on ne peut pas rejeter l'hypothèse nulle : les résidus sont donc normalement distribués.

À l'opposé, si la valeur statistique de Jarque-Bera est inférieure au seuil de signification $\alpha = 0,05$ alors on rejette l'hypothèse nulle : les résidus ne sont pas normalement distribués.

Figure 7 : Résultats du test de normalité



Source : Conception auteur, Eviews12.

La probabilité de la valeur statistique de Jarque-Bera = 0 est inférieure au seuil de signification $\alpha = 0,05$ alors on rejette l'hypothèse nulle : les résidus ne sont pas normalement distribués.

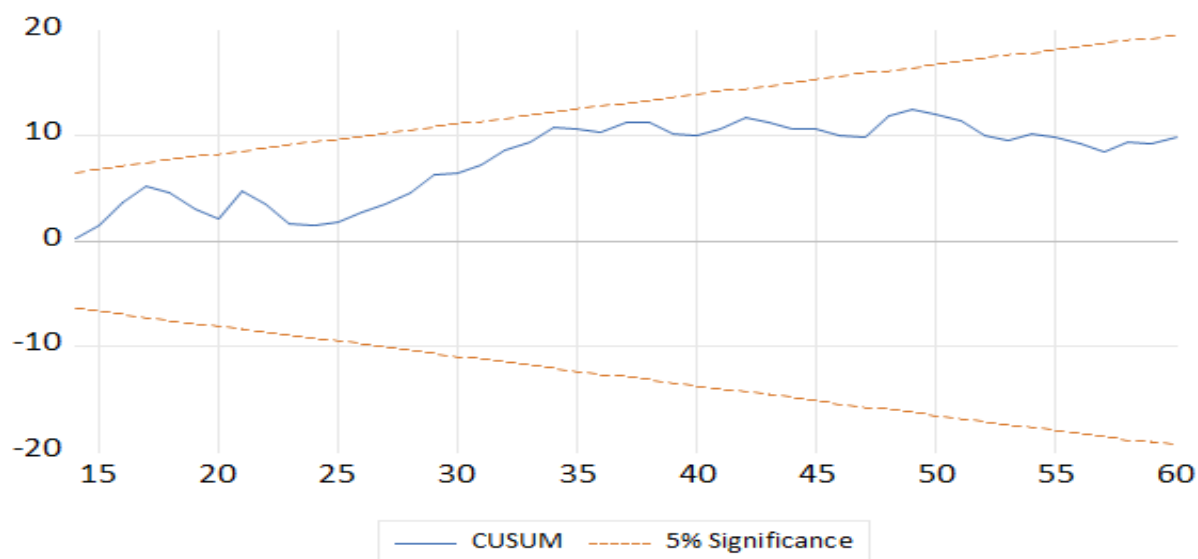
Tableau 14 : Tests diagnostiques sur le modèle ARDL

Hypothèse du test	Test	Probabilité	Décision
Autocorrélation	Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test	0,061	Acceptation de H_0
Hétéroscédasticité	Arch	0,756	Acceptation de H_0
Normalité	Jarque-Berra	0	Rejections de H_0

Source : Conception auteur.

4.4.5. Test de stabilité :

Les résultats de quelques tests qui montrent que les résidus présentent toutes les propriétés recherchées. Car les différents tests effectués sur la relation de long terme montrent que le modèle estimé ne comporte pas de problème d'autocorrélation et d'hétéroscédasticité conditionnelle. Ce qui nous laisse conclure que le modèle est bien validé.

Figure 8 : Test de Stabilité

Source : Nos estimations sur Eviews 12

Conclusion

A la fin de ce travail, j'ai eu l'occasion d'évoquer l'impact des taux de change et des investissements directs étrangers. La question de savoir si le système de taux de change affecte les IDE a attiré l'attention des chercheurs. Cependant, le nombre de ces études au Maroc est relativement limité et les réponses sont controversées. Cet article complète donc la littérature en fournissant de nouvelles preuves sur l'impact des régimes de change sur l'IDE. Une approche de cointégration est utilisée sur des données trimestrielles via un modèle ARDL. Les résultats obtenus indiquent qu'il existe une relation à long terme entre les fluctuations des taux de change et les IDE, et qu'il existe un mécanisme de correction d'erreurs qui ajuste la croissance pendant les périodes d'instabilité à court terme.

Les études antérieures sur l'impact des taux de change sur les IDE ont produit des résultats mitigés. Sur le plan empirique, de nombreuses études ont confirmé que les fluctuations des taux de change ont un impact significatif sur les IDE.

Cependant, il n'existe pas d'accord fixe sur le choix du taux de change le plus approprié pour maintenir la stabilité macroéconomique et attirer les IDE. Le choix d'un système de taux de change approprié doit être basé sur les circonstances spécifiques de chaque pays. Le système de taux de change flottant adopté par les pays développés peut ne pas convenir aux pays en développement dont les marchés financiers sont sous-développés, la stabilité économique insuffisante et l'incapacité d'absorber le risque de fluctuations des taux de change.

La plupart des analyses économétriques montrent que la dépréciation de la monnaie est associée à une production plus faible et à une inflation plus élevée. Les études ci-dessus soutiennent également l'existence d'une dévaluation limitée dans les pays en développement. Cependant, la plupart des cas de dévaluation sont concentrés dans les pays développés. Il existe peu d'études sur cette question en Afrique, notamment au Maroc, ce qui justifie des recherches sur ce sujet.

Ce document recommande donc au gouvernement d'encourager les stratégies de promotion des exportations afin de maintenir une balance commerciale ou un excédent et de créer un environnement favorable, une sécurité adéquate, des facilités fiscales et monétaires efficaces et des infrastructures pour encourager les investisseurs étrangers à investir au Maroc. D'un autre côté, en conseillant aux banques centrales de prendre des mesures plus concertées pour contrôler les taux de change parallèles, elles développent des politiques monétaires et de change qui favorisent la croissance des revenus.

Nos recherches montrent que les fluctuations des taux de change ont un impact négatif sur les IDE. Ces résultats ont des implications importantes pour la conception de la politique de change marocaine. Compte tenu de l'importance du commerce international et des investissements directs étrangers dans le processus de croissance économique, le Maroc doit s'efforcer de suivre une politique de change axée sur la stabilisation des taux de change à court et moyen terme.

BIBLIOGRAPHIE

- **Abed g. t. (2003).** Unfulfilled promise: why the middle east and north africa region has lagged in growth and globalization. Finance & development, 40(1), march, p.10-14. <http://www.imf.org/external/pubind.htm>.
- **Abouch mohamed, maarouf abdelouahab. (2007).** « Déterminants des investissements directs étrangers au Maroc élément d'analyse ». Critique économique n19.
- **Adil hidane, Fatima bernoussi, Mouna tourkamni. (2002).** Diagnostic de l'attractivité du Maroc pour les investissements directs étrangers. Ministère de l'économie et de la privatisation, document de travail n82.
- **Azzouzi asmae & Bousselhami ahmed. (2019).** « Impact of the exchange rate and price volatility on fdi inflows: case of morocco and turkey ». Journal for applied economics and finance « vol. 6, no. 3 ».

- **Bayer, c. and hanck, c. (2013).** « Combining non-cointegration tests », journal of time series analysis, 34(1), pp. 83–95.
- **Bouoiyour j. (2004).** « Taux de change réel d'équilibre et politique de change au Maroc : une approche non paramétrique ».
- **Bouoiyour, Jamal. (2012).** « Exchange rate regime, real exchange rate, trade flows and foreign direct investments : the case of Morocco », journal for munich personal repec archive.
- **Bouveret a. sterdyniak h. (2005).** « Les modèles de taux de change, équilibre de long terme, dynamique et hystérèse ».
- **Hosein sharifi-renania & Maryam mirfatahb (2012).** « The impact of exchange rate volatility on foreign direct investment in iran», journal for science direct « procedia economics and finance».
- **Jamal bouiyour & Said toufik, (2016).** « L'impact des investissements directs étrangers et du capital humain sur la productivité des industries manufacturières marocaines », Rabat.
- **Mohamed Azeroual. (2017).** « Investissements directs étrangers au Maroc : impact sur la productivité totale des facteurs selon le pays d'origine », Rabat.
- **Pesaran, m. h., Shin, y. and Smith, r. j. (2001).** « Bounds testing approaches to the analysis of level relationships », journal of applied econometrics.