BANQUE DE LA RÉPUBLIQUE D'HAÏTI

ESTIMATION DU TAUX DE CHANGE RÉEL D'ÉQUILIBRE EN HAÏTI

UNE APPROCHE EMPIRIQUE

Étude réalisée par :

CARLO HUBERT JANVIER,
Économiste, Directeur chargé de mission auprès de la Direction générale

CLAUDE JACQUES DIVERS,
Économiste-statisticien à la Direction « Monnaie et Analyse économique »

PIERRE RICHARD SIMON,
Économiste, Directeur-adjoint à la Direction des Affaires Internationales

JEAN CLAUDE MARSEILLE,
Économiste, responsable du service « Économie Internationale »

Avril 2019

EXECUTIVE SUMMARY

L'objectif de ce travail de recherche est de montrer que : a) le cadre théorique du taux de change réel d'équilibre peut contribuer à la compréhension des désalignements du taux de change réel en Haïti ; b) les autorités haïtiennes peuvent utiliser ce cadre comme un guide pour affronter les difficultés liées aux arbitrages complexes en matière de politique de change. À cet effet, nous avons travaillé avec le taux de change réel bilatéral entre Haïti et les États-Unis en utilisant une cotation à l'incertain ; le dollar des États-Unis étant la monnaie de référence pour la monnaie domestique, la gourde. Le choix du taux de change réel bilatéral avec les États-Unis est justifié par la structure des échanges commerciaux entre les deux pays. En effet, les États-Unis d'Amérique demeurent le principal partenaire d'Haïti en dépit de l'apparition de nouveaux acteurs dans les flux commerciaux d'Haïti avec le reste du monde. Le cadre analytique de l'étude s'inspire du modèle d'Edwards (1989) pour les déterminants du taux de change réel. Parmi les approches alternatives de modélisation, nous avons opté pour le modèle du taux de change réel d'équilibre comportemental (BEER) qui définit une relation de cointégration entre le taux de change réel et certaines variables fondamentales. En appliquant le modèle autorégressif à retards échelonnés (ARDL) proposé par Pesaran et Shin (1999) et Pesaran et al. (2001), nous avons mesuré le désalignement du taux de change réel observé par rapport au taux de change réel d'équilibre pour la période 1988-2018. La plupart des variables de court et de long terme affichent un coefficient significatif en termes d'impact sur le taux de change réel. Sur le long terme, une amélioration de 1% des termes de l'échange induit une appréciation réelle de la gourde de 0.55% ; une hausse de 1% des dépenses publiques induit une appréciation réelle de la gourde de 0.44%. Une hausse de 1% de la productivité entraîne une dépréciation réelle de la gourde de 1.03% et une hausse de 1% de la masse monétaire entraîne une dépréciation réelle de la gourde de 1.01%. Le coefficient attendu pour la variable « taux d'ouverture de l'économie » n'est pas significatif, mais le choc de productivité favorable aux biens échangeables se vérifie dans le contexte haïtien. La masse monétaire réelle et le différentiel de productivité sont les variables de politique que les autorités peuvent influencer compte tenu de leur forte élasticité par rapport au taux de change réel. Le coefficient de force de rappel vers l'équilibre de long terme se situe autour de 15%, un pourcentage en ligne avec certaines économies en développement et émergentes. La dynamique d'ajustement du taux de change réel au taux d'équilibre est probablement liée à la rigidité des prix en Haïti. L'estimation du taux de change réel bilatéral avec les États-Unis n'indique aucune période de surévaluation ou de sous-évaluation soutenue, mais des épisodes de désalignement consécutifs à l'instabilité politique, au recul continu des fondamentaux, aux afflux massifs de capitaux et au maintien de taux d'intérêts élevés sur les actifs domestiques. Enfin, nous avons testé la capacité prédictive du modèle et les résultats sont concluants avec un phénomène de rappel vers la moyenne d'équilibre en 2020. Ces résultats apportent un nouvel éclairage dans le débat sur le taux de change durant les trois dernières années.

ESTIMATION DU TAUX DE CHANGE RÉEL D'ÉQUILIBRE EN HAÏTI : UNE APPROCHE EMPIRIQUE[5]

RÉSUMÉ

La présente étude analyse les déterminants du taux de change d'équilibre entre Haïti et les États-Unis, notre principal partenaire commercial. Elle s'appuie sur le modèle d'Edwards (1989) pour le cadre théorique d'analyse. Pour les calculs du taux de change réel d'équilibre et de l'ampleur du désalignement, nous avons appliqué un modèle autorégressif à retards échelonnés (ARDL), proposé par Pesaran et Shin (1998) et Pesaran et al (2001), mais sans cassure structurelle. Sur la période 1988-2018, les résultats du modèle donnent les indications suivantes sur le long terme : a) une hausse de 1% des termes de l'échange entraîne une appréciation réelle de la gourde de 0.55%, b) une hausse de 1% des dépenses publiques induit une appréciation réelle de la gourde de 0.43% c) une hausse de 1% de la masse monétaire réelle entraîne une dépréciation réelle de la gourde de 1,01%, d) une hausse de la productivité induit une dépréciation réelle de la gourde 1,03%. Le coefficient attendu pour la variable « taux d'ouverture de l'économie » n'est pas significatif, mais le choc de productivité favorable aux biens échangeables se vérifie dans le contexte haïtien. La masse monétaire et le différentiel de productivité sont des variables de politique que les autorités peuvent influencer compte tenu de leur forte élasticité par rapport au taux de change réel. Le coefficient de force de rappel vers l'équilibre de long terme se situe autour de 15%, un pourcentage en ligne avec certaines économies en développement et émergentes.

Mots clés : Déterminants du taux de change réel, Désalignement, ARDL, Biens échangeables et non échangeables

[5]Nous remercions tous les cadres de la Direction des Affaires Internationales, de la Direction du Contrôle du Crédit et de la Direction de la Monnaie et de l'Analyse Économique pour leur contribution à cette étude. Nos remerciements s'étendent aux économistes qui avaient fait des commentaires sur une version antérieure de l'étude lors de sa présentation au Conseil de la Banque de la République d'Haïti. Par ailleurs, cette étude a bénéficié d'une riche documentation et de fructueux échanges avec Pierre-Richard Agénor, Hallsworth Professor à l'Université de Manchester, et Emmanuel Pinto Moreira, actuel Directeur du Département des économies pays à la Banque Africaine de Développement. Toutefois, les opinions présentées sont celles des auteurs et n'engagent nullement la BRH, ni aucune autre institution.

Table des matières

INTRODUCTION 5
I. SYNTHÈSE DE LA LITTÉRATURE 5
1.1 Le cadre théorique 6
1.2 Approches alternatives de modélisation du taux de change d'équilibre 8
1.3 Les approches du désalignement 10
1.4 Le mécanisme d'ajustement 11
II . ANTÉCÉDENTS ET DÉVÉLOPPEMENT RÉCENTS 12
III. MÉTHODOLOGIE DE L'ÉTUDE 16
3.1.-Données 16
3.2.- Choix des variables clés 16
3.3.- Choix du modèle économétrique 17
IV. ESTIMATION ET PRÉSENTATION DES RÉSULTATS 18
4.1 Étude de stationnarité des séries 18
4.2.-Validation du modèle (Test de Normalité, d'autocorrélation) 20
4.3.-Analyse des résultats 20
4.4 Calcul de la vitesse d'ajustement 23
4.5 Comparaison à partir des approches BEER et PEER 27
V. CONCLUSION 29
RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES 30

INTRODUCTION

Parce que le taux de change exerce une forte influence sur les prix auxquels sont soumis les consommateurs et les producteurs dans tous les pays, les décideurs politiques ont besoin d'évaluer son niveau d'équilibre. Il est donc important pour les banques centrales d'avoir une idée de la magnitude et de l'évolution temporelle de la réponse du taux de change réel à leur gestion du taux de change nominal. Mais au-delà de cette considération, les désalignements substantiels et récurrents du taux de change réel peuvent être à l'origine de réalignements massifs et s'avérer particulièrement coûteux au point d'entraîner un ralentissement significatif et durable de l'activité économique.

Certaines institutions ont même souligné que les politiques de taux de change inappropriées ont été à l'origine de la crise de la dette internationale des pays en développement durant la deuxième moitié des années 70 et le début des années 80, lorsque les taux d'intérêt réels sont redevenus positifs pour les débiteurs nets, World Bank (1984). De plus, ces politiques envoient de mauvais signaux aux agents économiques et donnent parfois lieu à l'instabilité politique, Willet (1986).

En dépit de l'importance du taux de change d'équilibre et du désalignement pour l'activité économique, aucune étude n'avait été réalisée et rendue publique par des chercheurs haïtiens sur cette épineuse question. Ce travail, qui se veut une contribution modeste mais inédite, est destiné à combler ce vide. Il s'inscrit dans une démarche visant à fournir aux autorités haïtiennes des pistes de réflexion sur la manière d'affronter les difficultés liées aux arbitrages qu'impliquent les décisions en matière de politique de change.

La présente étude couvre les points suivants : 1) une synthèse de la littérature 2) les antécédents et les développements récents du taux de change réel 3) la méthode économétrique et les résultats des estimations du taux de change d'équilibre et du désalignement 4) conclusions et observations finales. La dernière partie est consacrée à la bibliographie.

I. SYNTHÈSE DE LA LITTÉRATURE

La synthèse tient en trois parties : a) le cadre théorique d'analyse du taux de change réel d'équilibre b) les approches alternatives de modélisation du taux de change d'équilibre et c) les approches du désalignement et le mécanisme d'ajustement du taux de change réel au taux d'équilibre.

1.1 Le cadre théorique

Les travaux précurseurs de Williamson (1985) ont, certes, été décisifs dans l'élaboration d'un modèle du taux de change réel d'équilibre pour une petite économie ouverte[6], mais dans le cas des pays en développement, l'article fondateur d'Edwards (1989) demeure le document de référence.[7]

Le cadre théorique de la présente étude s'inspire donc du modèle d'Edwards de la détermination du taux de change réel. Dans ce modèle, il distingue deux catégories de fondamentaux : les fondamentaux internes et les fondamentaux externes de détermination du taux de change réel. Les fondamentaux internes sont répartis en deux catégories. La première catégorie contient les variables qui dépendent des décisions de politique économique (tarifs à l'importation, quotas d'importation, taxes à l'exportation, autres taxes et subventions, composition de la dépense publique, contrôle de change, contrôle des capitaux), et la seconde réfère aux variables indépendantes de ces décisions (gains de productivité et technologie). Les fondamentaux externes regroupent les variables telles que : les termes de l'échange, les transferts courants (transferts publics et privés) et les taux d'intérêt internationaux en termes réels.

Les principales variables de long terme

- **Termes de l'échange**

Edwards (1989) souligne que les variations des termes de l'échange provoquent des effets de revenu et des effets de substitution. L'effet de revenu provient soit d'une hausse des prix à l'exportation ou d'une baisse des prix à l'importation. L'effet de revenu tend à accroître les prix relatifs des biens non échangeables par rapport aux biens échangeables et à apprécier le taux de change réel.[8] Quant à l'effet de substitution, il contribue à la dépréciation ou à l'appréciation du taux de change réel selon que l'amélioration des termes de l'échange résulte d'une hausse ou d'une baisse des prix à l'importation. Ainsi, l'effet ultime d'un choc des termes de l'échange sur le taux de change réel reste ambigu.

- **Degré d'ouverture**

L'ouverture commerciale tend à faire apprécier le taux de change réel en réduisant le prix des biens non échangeables par rapport au prix des biens échangeables. Si les tarifs améliorent le compte courant et augmentent le prix des biens non échangeables, le taux de change réel

[6]Le taux de change réel d'équilibre est le prix relatif des biens échangeables et non échangeables qui, pour une valeur donnée des variables telles que les taxes sur le commerce extérieur, les prix internationaux, les flux de capitaux et la technologie, permet d'atteindre simultanément l'équilibre interne et externe, Williamson (1983), Edwards (1988)

[7] En dehors des travaux d'Edwards (1994) qui ont posé les bases théoriques, Bartolini et al (1994), Elbadawi (1994), Guerguil et Kaufman (1998) et Chinn (1998) ont contribué à enrichir la littérature relative aux déterminants du taux de change réel d'équilibre pour les pays en développement.

[8] Dans le cadre de la présente étude, nous utilisons l'expression « appréciation ou dépréciation du taux de change réel » pour indiquer l'appréciation ou la dépréciation de la monnaie en termes réels.

s'apprécie. Si les tarifs contribuent à aggraver le déficit du compte courant tout en réduisant la demande et le prix des biens échangeables, le taux de change réel se déprécie. Ainsi, l'effet ultime de l'ouverture commerciale est ambigu.

- **Dépenses publiques**

Une augmentation des dépenses publiques fera croître la demande pour les biens non échangeables si la plus forte partie des dépenses est réalisée sur les biens non échangeables. En référence à l'approche Mundell-Fleming de l'effet budgétaire expansionniste, un accroissement de la demande des biens non échangeables enchérit leur prix et entraîne une appréciation du taux de change réel. Cependant, Tarditi (1996) souligne que l'expansion budgétaire peut être pénalisée par les investisseurs qui perçoivent une probabilité accrue de défaut de paiement ou une inflation plus élevée dans le futur.[9] Ce sentiment pessimiste est un facteur de dépréciation du taux de change. Par conséquent, l'impact des dépenses publiques sur le taux de change réel est ambigu.

- **Différentiel de productivité**

Le progrès technologique et les gains de productivité peuvent avoir, dans la plupart des cas, des effets ambigus sur le taux de change. En réduisant le coût et le prix de biens échangeables, ces facteurs contribuent à la dépréciation du taux de change réel. En référence au principe de Rybczynski cité par Edwards (1989), les effets d'offre et de demande liés aux progrès technologiques se compensent. Cependant, si l'amélioration de la technologie mène à un accroissement du revenu qui fait augmenter la demande et le prix des biens non échangeables, il en résultera une appréciation du taux de change réel. Les effets de demande liés aux progrès technologiques seront supérieurs aux effets d'offre. Ce phénomène est désigné sous le vocable « Effet Ricardo-Pigou-Balassa-Samuelson », Edwards (1989).

- **Différentiel des taux d'intérêt**

Le taux de change réel subit de manière importante l'impact de la politique monétaire, notamment à travers l'impact du différentiel des taux d'intérêt. Une chute des taux d'intérêt mondiaux ou une hausse des transferts internationaux affectent le taux de change réel de la même façon que les afflux de capitaux. Une part considérable des transferts internationaux est généralement consacrée aux biens non échangeables, ce qui pousse les prix des biens non échangeables à la hausse et tend à faire apprécier le taux de change réel. L'assouplissement des contrôles de capitaux stimule les afflux de capitaux qui favorisent une expansion de la base monétaire, ce qui fait croître les dépenses courantes tout en faisant augmenter la demande et le prix des biens non échangeables. Il en résulte une appréciation du taux de change réel. Néanmoins, dans le modèle monétaire à prix flexible, une hausse du taux d'intérêt entraîne une

[9] Dès lors, ils exigent une prime de risque pour accepter de détenir des actifs domestiques. Des déficits budgétaires élevés sont associés à des anticipations négatives sur le taux de change parce qu'ils impliquent une épargne plus faible dans le futur.

chute de la demande domestique de monnaie qui réduit la demande et le prix des biens non échangeables et conduit à une dépréciation du taux de change réel. Le différentiel de taux d'intérêt peut donc avoir un impact ambigu sur la dynamique du taux de change.

1.2 Approches alternatives de modélisation du taux de change d'équilibre

La plupart des approches (Driver Rebecca L. et Peter F. Westaway 2004) incluent le modèle d'équilibre monétaire et le modèle d'équilibre de portefeuille (Frankel 1984), mais il n'y a pas de consensus sur le modèle le plus approprié pour évaluer le taux de change, Frankel et Rose (1995). La meilleure façon de trouver un sens à ces différentes approches consiste à mettre les concepts en adéquation avec les questions de politique qui paraissent les plus pertinentes pour les décideurs politiques. Par comparaison à la théorie du pouvoir d'achat, les modèles les plus récents ont l'avantage d'écarter l'hypothèse de l'équilibre statique pour lui préférer un équilibre de taux de change qui évolue avec les variations des fondamentaux. Ces cadres de modélisation dotent les décideurs politiques d'un outil permettant d'évaluer les niveaux des taux de change en termes d'objectifs spécifiques comme l'équilibre interne ou l'équilibre externe.

Parmi les approches alternatives de modélisation du taux de change d'équilibre, nous avons rejeté la PPA en référence à la méthode d'analyse des propriétés des séries temporelles du taux de change d'équilibre (Rogoff, 1996). Selon cette analyse, la PPA n'est pertinente que si les séries du taux de change réel d'équilibre sont stationnaires et si la convergence du taux de change réel d'équilibre vers sa moyenne est suffisamment rapide**.** Deux hypothèses non vérifiées dans notre étude.

Williamson (1985) a introduit ce qu'il est convenu d'appeler le taux de change fondamental d'équilibre ou Fundamental Equilibrium Exchange Rate (FEER), défini comme le taux de change effectif réel cohérent avec l'équilibre macroéconomique dans une économie caractérisée par le plein emploi, un taux d'inflation faible et un compte courant soutenable. Ce concept de taux de change est fondamental parce qu'il fait abstraction des facteurs de court terme pour mettre l'accent sur les déterminants importants pour le moyen terme. Le taux de change d'équilibre désiré ou Desirable Equilibrium Exchange Rate (DEER) sert d'alternative au FEER dans la mesure où les estimations sont calibrées en fonction de préférences des décideurs politiques pour l'équilibre interne ou l'équilibre externe, Artis et Taylor (1993).[10]
Driver et Westaway (2004) indiquent que l'équilibre de moyen terme existe lorsque l'économie atteint les équilibres interne et externe, alors que les stocks d'actifs peuvent encore varier. Cependant, cette approche fait l'hypothèse que le taux de change demeure constant aussi longtemps que les équilibres interne et externe sont maintenus sans tenir compte de l'analyse comportementale. En outre, les tenants de cette approche (Cline et Williamson 2010) supposent

[10] Le taux de change d'équilibre désiré (DEER) est une approche macroéconomique qui propose des estimations calibrées en fonction des niveaux désirés d'emploi et de compte courant.

qu'il n'y a pas de restriction sur les flux commerciaux et les flux de capitaux dans l'économie. Cette hypothèse ajoute aux difficultés du calcul de l'alignement dans l'estimation du taux de change réel pour les pays en développement où les marchés de biens et de capitaux sont peu développés avec des interventions majeures des gouvernements sur les importations et les exportations et le contrôle des flux de capitaux.

L'approche comportementale du taux de change ou Behavioural Equilibrium Exchange Rate (BEER) a été introduite par Clark et Macdonald (1998). Elle est considérée comme une avancée significative dans l'étude du taux de change d'équilibre. Dans cette approche, le taux de change d'équilibre est déterminé par un groupe de variables explicatives incluant non seulement les facteurs fondamentaux du FEER comme la croissance de la productivité, mais aussi d'autres facteurs pouvant affecter le taux de change réel d'équilibre à court et à moyen terme comme la politique monétaire.

Le BEER est estimé à partir de l'analyse de cointégration de Johansen. Les variables sont sélectionnées sur une base ad hoc présentées dans les différentes théories de détermination du taux de change, incluant l'hypothèse de productivité de Balassa-Samuelson, la théorie de la parité non couverte et le modèle des actifs développé par Frankel et Mussa (1980). Le BEER offre plus de flexibilité dans la sélection des variables que le FEER et l'intégration des facteurs de court terme dans le cadre de modélisation qui permet de capturer le comportement dynamique du taux de change d'équilibre et les techniques de cointégration.

En complémentarité avec le BEER, on utilise aussi le taux de change réel d'équilibre permanent, le Permanent Equilibrium Exchange Rate (PEER), qui offre l'avantage d'être un modèle de lissage moins volatile que le BEER comme l'indique une étude comparative des deux modèles sur le taux de change effectif réel de l'euro. La différence entre les deux modèles tient essentiellement aux fortes fluctuations de court terme des fondamentaux économiques.[11]

Enfin, le Natural Real Exchange Rate (NATREX) est un modèle récent que ses promoteurs définissent comme le taux de change qui aurait prévalu en l'absence de facteurs cycliques de flux spéculatifs lorsque le chômage atteint son taux naturel, Stein (1994) et Stein et Allen (1997).[12] Un certain nombre d'études récentes ont appliqué ce modèle pour analyser les implications de long terme des politiques monétaires et de change dans un contexte de vulnérabilité aux crises en Asie, ou d'intégration régionale en Europe.[13]
Aucune de ces approches n'est totalement satisfaisante. Compte tenu de leur orientation spécifique, on retrouve de plus en plus dans la littérature la combinaison de différentes méthodes (Husted et MacDonald 1998) avec une interprétation soigneuse des résultats qui tient compte

[11] Maeso-Fernandez Francisco, Chiara Osbat and Bernd Schnatz 2002 "Determinants of the Euro Real Effective Exchange Rate: A BEER/PEER Approach," Australian Economic Papers Vol. 41 (December) pp. 437–61.
[12] Le taux de change réel naturel est une approche dynamique qui assure l'équilibre de la balance des paiements en l'absence de facteurs cycliques de flux de capitaux spéculatifs et de variation de réserve de change.
[13] Crouhy-Veyrac (1995) et Siregar (2004).

autant des structures et des hypothèses de chaque modèle que de l'idiosyncrasie de chacune des économies. Ces études ont utilisé les combinaisons de modèle incluant le BEER, le PEER et le NATREX.[14]

1.3 Les approches du désalignement

Défini comme une déviation persistante et significative du taux de change réel par rapport au taux de change réel d'équilibre de long terme, le désalignement compte parmi les principaux indicateurs associés à la vulnérabilité économique d'un pays. Pour de nombreux auteurs (Williamson 1983 et 1994, Stein et al. 1995, Edwards 1989 et 2000), la persistance d'un désalignement est perçue comme un indicateur précoce d'une crise. Ainsi, un désalignement associé à une surévaluation réelle soutenue du taux de change peut non seulement refléter des conditions macroéconomiques insoutenables pour une économie, mais aussi la rendre vulnérable aux attaques spéculatives et aux crises de change. À l'inverse, un désalignement associé à une sous-évaluation réelle du taux de change peut entraîner une surchauffe de l'économie qui se traduit par des pressions à la hausse sur les prix domestiques et une mauvaise allocation des ressources entre les biens échangeables et non échangeables**.**

Il existe deux types de désalignement du taux de change réel :

a) le désalignement résultant des politiques macroéconomiques
b) les désalignements structurels

Le premier apparaît lorsque les incohérences entre les politiques macroéconomiques et le système de change sont à l'origine de l'écart entre le taux de change courant et sa valeur d'équilibre ;

Le second se manifeste lorsque les déterminants réels du taux de change d'équilibre ne reflètent pas à court terme les variations observées du taux de change réel d'équilibre.

Le désalignement implique des coûts macroéconomiques substantiels en termes de bien-être et d'efficacité économique. Les coûts les plus élevés sont ceux qui viennent des contrôles de change et des contrôles de capitaux. Car, ces contrôles encouragent la formation de puissants lobbies qui entrent en concurrence pour profiter des rentes ainsi générées, Krueger (1974) et Edwards (1987). La surévaluation du taux de change affecte non seulement les exportations, mais elle génère aussi des fuites massives de capitaux, Cuddington (1986). Maintenue sur de longues périodes, elle peut même être dévastatrice pour un pan entier de l'infrastructure agricole comme certaines études l'ont montré pour des pays africains, World Bank (1984), Pfefferman (1985). Le coût peut être encore plus élevé pour les pays en développement non intégrés aux marchés financiers. En effet, l'intégration réduit la marge d'erreur des décideurs politiques dans la formulation des politiques de change en raison de l'accès aux capitaux étrangers en situation de crise.

[14] Pour une revue complète des approches alternatives, consulter le dernier rapport de l'Independent Evaluation Office (IEO) du Fonds Monétaire International (FMI).

1.4 Le mécanisme d'ajustement

Il faut également souligner qu'un mécanisme d'ajustement du taux de change courant à sa valeur d'équilibre est associé à des coûts macroéconomiques. Le mécanisme du désalignement résulte de l'équation du taux de change réel :

$$e = P_{N/} sP^{*}_{T}$$

où s est le taux de change nominal et P^{*}_{T} le prix en monnaie étrangère des biens échangés. Puisque P^{*}_{T} ne peut être affecté par l'économie domestique, l'ajustement ne peut se faire qu'au niveau de s ou de P_N (le prix en monnaie locale des biens échangés). Dans les deux cas, le coût risque de se traduire en termes de faible croissance ou même de dépression économique pour le pays. En témoignent la dévaluation du CFA (janvier 1994) en Afrique et la crise mexicaine de fin 1994, la crise en Thaïlande et dans d'autres pays d'Asie du Sud-est (1997), incluant le cas de volatilité des flux de capitaux, World Bank (1997).

1.4.1 L'ajustement à travers le (P_N) prix des biens non échangeables

Lorsque la monnaie est surévaluée, le mécanisme d'ajustement s'opère à travers le niveau et la composition des dépenses. Dans une économie ouverte, la réduction de la dépense privée aura lieu à travers la hausse du taux d'intérêt réel pour maintenir le taux d'inflation domestique en dessous du taux étranger. La demande pour les biens domestiques diminuera jusqu'à ce que leurs prix relatifs chutent, ce qui risque d'entraîner l'économie vers la récession, Dornbusch et Werner (1994). Pour les pays à faible revenu comme Haïti, l'impact du désalignement porte notamment sur une réduction du taux de croissance du PIB per capita[15].

Dans le cas d'une sous-évaluation, des afflux disruptifs de capitaux ont été observés en Allemagne en 1971 et en Malaisie. Dans le cas de la Malaisie on avait enregistré des afflux nets de capitaux de l'ordre de 20% du PIB en 1993. De nombreux cas d'afflux de capitaux disruptifs ont aussi été enregistrés dans les cas du Mexique en 1994 et de la Thaïlande en 1997.

1.4.2 L'ajustement à travers le taux de change nominal

Alternativement, l'ajustement peut s'opérer à travers les fluctuations graduelles du taux de change nominal. Dans les économies intégrées aux marchés financiers internationaux, la surévaluation peut être associée aux problèmes de sorties disruptives de capitaux par anticipation de pertes de capitaux liées à une éventuelle dévaluation. Selon une étude empirique réalisée par Kaminsky, Lizondo et Reinhart (1997), l'émergence de la surévaluation peut être un signe annonciateur d'une crise de change. Lorsque le désalignement est suffisamment important, il est invariablement suivi d'une dévaluation nominale avec une forte réaction du marché des capitaux pour les économies de marchés financiers, Golfan et Valdes (1999). De nombreux exemples établissant le lien entre la surévaluation et des crises de change

[15] En référence à l'article de Simon Johnson, Jonathan David Ostry, Arvind Subramanian intitulé: "The Prospects for Sustained Growth in Africa: Benchmarking the Constraints". April 2007, IMF Staff Papers 07(52).

subséquentes incluent les cas de l'Italie, du Royaume-Uni en 1992 et la Thaïlande et d'autres pays d'Asie et du Sud-est asiatique en 1997.

Dans le cas d'une sous-évaluation, on enregistrerait des problèmes d'afflux disruptifs de capitaux par anticipation d'une réévaluation.

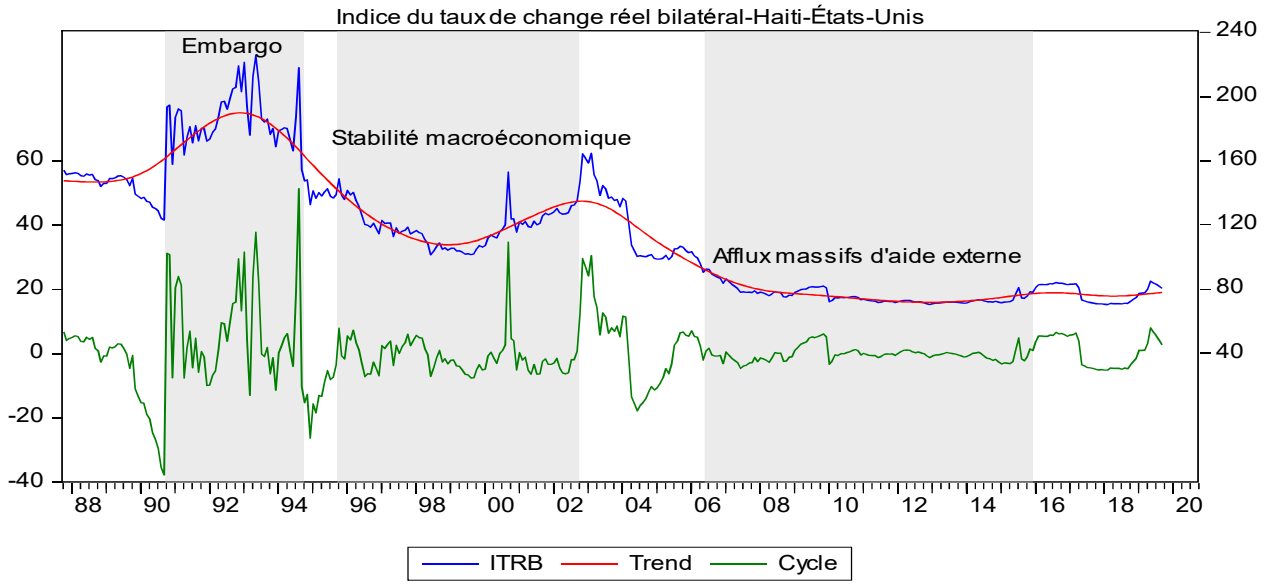
II. ANTÉCÉDENTS ET DÉVÉLOPPEMENT RÉCENTS

Durant la période 1988-2018, le taux de change réel bilatéral Haïti-États-Unis a connu une évolution par palier, reflétant trois chocs majeurs :

a) le premier (1990-1994) est un choc d'offre et de demande consécutif à l'imposition d'un embargo sur Haïti, à la suite du coup d'État du 30 septembre 1991, dans un contexte de passage au régime de change flottant administré ;
b) le deuxième (1995-2003) résulte, d'une part, des afflux d'aide externe encadrant un épisode de stabilisation macroéconomique associé aux programmes de facilité de crédit du FMI et, d'autre part, des difficultés rencontrées par les autorités pour consolider les acquis de la stabilité macroéconomique;
c) le troisième (2005-2015) se situe dans le prolongement des efforts de stabilisation macroéconomique enclenchés durant la période précédente et traduit un double impact :
   1) la hausse des transferts courants et particulièrement des Fonds Petrocaribe en réponse au séisme de 2010 ;
   2) la poursuite des réformes devant rétablir les conditions de la stabilisation et consolider les acquis de la stabilité macroéconomique.

Les autres sous-périodes n'indiquent aucune tendance de fond et semblent plutôt révéler l'existence d'anticipations instables ou l'incapacité des autorités à ramener le taux de change à court terme vers sa valeur moyenne dans un contexte d'instabilité politique favorable au recul des fondamentaux.

Graphe I



Comme le montrent les tableaux 1 et 2 ci-dessous, en comparant la période de régime de change fixe à celle du flottement contrôlé, on observe que des chocs d'ampleur inégale ont eu des conséquences majeures qui se sont manifestées à travers le recul des fondamentaux. Les principales observations sont les suivantes :

a) Recul continu du PIB entre 1991 et 1995, ramenant la décennie 90 à une moyenne quasiment nulle par rapport au taux de croissance de la population. Cette récession a été d'autant plus brutale qu'elle avait été précédée d'une décennie de stagnation (1980-90) caractérisée par une croissance nulle du PIB ;
b) Les dépenses publiques totales ont atteint seulement 11.1% du PIB sous le régime de change flottant contre une moyenne proche de 20% durant la décennie 1980-90 qui correspond à celle du régime de change fixe.

La deuxième phase d'évolution du taux de change réel a été marquée par une appréciation (1995-1998) suivie d'une dépréciation (1998-2003). Elle correspond à un effort de retour à la stabilisation macroéconomique, mais les résultats sont mitigés parce que les réformes envisagées n'ont pas été menées à leur terme. La période d'appréciation est liée à la mise en œuvre de politiques publiques conçues durant la deuxième moitié de la décennie 90 avec le support du FMI dans le cadre d'un programme d'urgence post-conflit. La période de dépréciation a été marquée par un épisode d'instabilité politique et d'accroissement significatif du financement monétaire du déficit public.

Durant la troisième phase d'évolution du taux de change réel, (2005-2015) différents programmes macroéconomiques ont été mis en œuvre avec le soutien actif du FMI en vue de consolider les acquis de stabilité macroéconomique. Cette phase illustre surtout l'impact des

transferts sans contrepartie et des fonds Petro caribe qui ont contribué à réduire l'ampleur du déficit courant en pourcentage du PIB.

Tableau 1

Principaux indicateurs macroéconomiques pour Haïti en régime de change fixe

Indicateurs macroéconomiques	**1980-85**	**1986-90**	**1980-90**
Taux de croissance moyens			
PIB réel	-0.9	-0.1	0.1
Importations	-0.6	-6.3	-3.8
Exportations	10.4	-5.6	1.5
Taux de change réel	-5.3	0.4	-2.1
Indice des prix à la consommation	8.3	5.8	7.4
Masse monétaire réelle	0.7	6.3	4.2
Pourcentage du PIB			
Dépenses publiques	21.7	16.9	19.3
Dépenses d'investissement	2.7	1.8	2.3
Déficit public	-4.6	-2.2	-3.4
Financement interne	3.1	1.3	2.2
Financement externe	1.5	0.9	1.2
Encours dette externe	32.7	31.8	32.3
Transferts courants	32.8	31.8	23.6
Réserves nettes de change	-18.3	-5.5	-11.9

Sources : BRH, IHSI, MEF et FMI

Tableau 2

Principaux indicateurs macroéconomiques pour Haïti en régime de change flottant

Indicateurs macroéconomiques	**1991-95**	**1996-2004**	**2005-15**	**1991-2015**
Taux de croissance moyens				
PIB réel	-2.2	0.9	2.8	1.4
Importations de biens	44.1	7.5	7.2	16.3
Exportations de biens	6.7	11.7	10.1	10
Taux de change réel	4.6	1.7	-2.4	-0.8
Indice des prix à la consommation	26.3	15	7.2	13.6
Masse monétaire réelle	-0.9	5.1	5	3.4
Pourcentage du PIB				
Dépenses publiques	8.6	10.8	14.0	11.1
Dépenses d'investissement	0.6	1.9	2.3	1.6
Déficit public	-2.6	-1.9	-0.8	-1.8
Financement interne	1.7	1.9	0.1	1.2
Financement externe	1.0	0.0	0.5	0.6
Encours dette externe	40.6	36.5	21.9	31.3
Transferts courants	16.1	26.2	15.0	19.3
Réserves nettes de change	20.5	17.6	14.7	16.9

Sources : BRH, IHSI, MEF et FMI

III. MÉTHODOLOGIE DE L'ÉTUDE

3.1.-Données

Les données utilisées dans le cadre de ce travail ont été collectées sur une base trimestrielle à partir des sites du World Development Indicators (*WDI*), du Fonds Monétaire International (*FMI*) et de la Banque de la République (BRH). Elles couvrent la période 1988-2018.[16]

3.2.- Choix des variables clés

Dans le cadre de cette étude, l'approche du taux de change d'équilibre comportemental (BEER) a été retenue pour estimer le taux de change réel d'équilibre. Cette approche est présente dans les travaux d'économistes de renom incluant Edwards (1994), Elbadawi (1994) (1997) et MacDonald (1997). Nous avons, dans un premier temps, estimé un modèle réduit en utilisant les déterminants macroéconomiques du taux de change réel. Une fois estimés, les coefficients du modèle ont été utilisés pour dériver la série du taux de change réel d'équilibre. En dernier lieu, nous avons analysé l'évolution du désalignement entre la valeur observée du taux de change réel et sa valeur d'équilibre de long terme.

Tenant compte de la littérature autour de cette problématique, nous avons retenu comme variables clés : le taux de change réel bilatéral (Haïti/États-Unis)[17] comme variable dépendante, et comme variables explicatives, le degré d'ouverture de l'économie, l'indice des termes de l'échange, les dépenses publiques en pourcentage du PIB, le différentiel de productivité[18] entre Haïti et les États-Unis et la masse monétaire en termes réels.

LRER : Logarithme du taux de change réel bilatéral (Haïti/ États-Unis)

LOPEN : Logarithme du degré d'ouverture de l'économie haïtienne (somme des exportations et des importations en % du PIB)

LTOT : Logarithme des termes de l'échange (Indice Prix des exportations/Indice Prix des importations)

LGOV : Logarithme des dépenses publiques en % du PIB nominal

LPROD : Logarithme du différentiel de productivité (PIB réel per capita Haïti/PIB réel per capita États-Unis

LRM : Logarithme de Masse monétaire réelle (M3/IPC)

---

[16] Nous avons aussi choisi cette période parce qu'elle correspond à celle pour laquelle les variables utilisées sont disponibles. De plus, nous avons travaillé sur des données trimestrielles pour augmenter le nombre d'observations.

[17] Ce choix est justifié par la structure des échanges extérieurs d'Haiti pour la période sous-étude.

[18] En l'absence de données sur les heures travaillées et la valeur ajoutée par secteur pour Haïti (PIB per worker) dans l'échantillon, nous avons choisi un proxy, soit le PIB par tête en parité de pouvoir d'achat comme mesure du différentiel de productivité entre Haïti et les États-Unis.

3.3.- Choix du modèle économétrique

Dans le but d'estimer le taux de change réel d'équilibre, nous avons adopté un modèle autorégressif à retards échelonnés (ARDL) de type ECM développé par Peresan et Shin (1998) dont une version améliorée a été proposée par Peresan et al (2001). L'avantage de ce modèle réside dans sa flexibilité, étant donné qu'on peut l'utiliser même si les variables du modèle sont des pures I(0), I(1) ; c'est-à-dire intégrées d'ordre zéro, d'ordre un ou d'ordre d'intégration mixte.[19] Aussi, ce modèle permet-il d'inclure un nombre suffisant de retards afin de prendre en compte des problèmes d'autocorrélation, Laurence et Chai (2003). Un autre avantage inhérent au modèle ARDL est qu'il permet de dériver un modèle à correction d'erreur en intégrant la dynamique de court terme à travers une simple transformation, Banerjee et al. (1993). Les estimations à partir du modèle ARDL sont aussi performantes que celles réalisées à partir d'autres approches de cointégration, surtout dans le cas où la taille de l'échantillon est petite, même si, par ailleurs, il peut y avoir des problèmes de degrés de liberté en fonction du nombre de variables intégrées. Enfin, le modèle ARDL est très robuste par rapport au biais d'exogénéïté susceptible d'exister (*Simultaneous equation bias*), étant donné que le nombre optimal de retards a été sélectionné sur la base de critères statistiques rigoureux.

3.3.1.-Spécification du modèle ARDL

Dans cette section, nous présentons la spécification théorique du modèle ARDL/ECM

$$lnRER_t = \alpha + \beta lnOPEN_t + \gamma\, lnTOT_t + lnGOV_t + lnPROD_t + lnRM_t + \vartheta_t \qquad (1)$$

L'équation (1) représente la relation de long terme entre les variables. Le modèle ARDL de type ECM dérivé de l'équation (1) peut s'écrire sous la forme suivante :

$$\begin{aligned}\Delta lnRER_t = {} & \alpha + \delta_1 lnOPEN_{t-1} + \delta_2 lnTOT_{t-1} + \delta_3 lnGOV_{t-1} + \delta_4 lnPROD_{t-1} + \delta_5 lnRM_{t-1} \\ & + \sum_{i=1}^{l} a_i \Delta lnRER_{t-i} + \sum_{i=1}^{m} a_i \Delta lnOPEN_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} b_i \Delta lnTOT_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} c_i \Delta lnGOV_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^{q} d_i \Delta lnPROD_{t-i} + \sum_{i=1}^{r} e_i \Delta lnRM_{t-i} + \varepsilon_t \qquad (2)\end{aligned}$$

Les coefficients δ_i, i= 1, 2, 3, 4 et 5 représentent les effets de long terme, tandis que a_i, b_i, c_i , d_i, e_i représentent les effets de court-terme, ϑ_t et ε_t sont les résidus des modèles (1) et (2) respectivement. Au niveau du modèle ARDL (l, m, n, p, q, r), les valeurs l, m, n, p, q et r

[19] Ce modèle, proposé par Pesaran et Shin (1998) et Pesaran et al (2001) permet, d'une part, de tester les relations de long terme en utilisant le test des limites « bounds test » sur des séries qui ne sont pas intégrées de même ordre et, d'autre part, d'obtenir des meilleures estimations sur des échantillons de petite taille (Narayan, 2005). Ainsi, l'ARDL donne la possibilité de traiter simultanément la dynamique de long terme et les ajustements de court terme. C'est ce qui justifie le choix de cette approche.

représentent les retards et la sommation incluse permet de prendre en compte la dynamique de court terme à travers le modèle à correction d'erreur.

L'estimation du modèle ARDL se fait en deux étapes. Premièrement, il faut tester la présence d'une relation de cointégration au niveau des séries étudiées où l'hypothèse nulle s'écrit (H_0: $\delta_i = 0, \forall\ i = 1, 2, ..5$) contre l'hypothèse alternative de cointégration (H_1: $\delta_i \neq 0, \forall\, i = 1, 2, ..5$). Dans un second temps, s'il s'avère que les séries sont cointégrées, il faut estimer un modèle à correction d'erreur en intégrant le terme $\boldsymbol{ecm_{t-1}}$ où la série résiduelle $\boldsymbol{ecm}$ provient des estimations de la relation de long terme (eq.1). Dans le but d'obtenir le modèle optimal, la procédure ARDL estime $(l+1)^k$ régressions où l représente le nombre maximum de retards et k le nombre de variables explicatives utilisées dans le modèle.

IV. ESTIMATION ET PRÉSENTATION DES RÉSULTATS

Dans cette partie, nous présentons les résultats des tests de stationnarité de variables retenues ainsi que le modèle optimal qui sera utilisé pour la suite.

4.1 Étude de stationnarité des séries

Les tests de Dickey-Fuller Augmenté (ADF), dont les résultats sont présentés au niveau du tableau 2, nous permettent de voir que toutes les séries sont stationnaires en différence première, étant donné que les valeurs critiques du test en niveau ne permettent de rejeter l'hypothèse nulle de présence d'une racine unitaire dans la série.

Pour faire le choix du modèle optimal, nous avons suivi la méthode de Peresan (2009) en incluant quatre retards et en choisissant l'option « *unrestricted intercept with no trend* » (cas III dans Peresan et al. 2001). Ainsi, le modèle optimal retenu par le biais du critère Akaike (AIC) est un ARDL (3, 2, 2, 2,3).

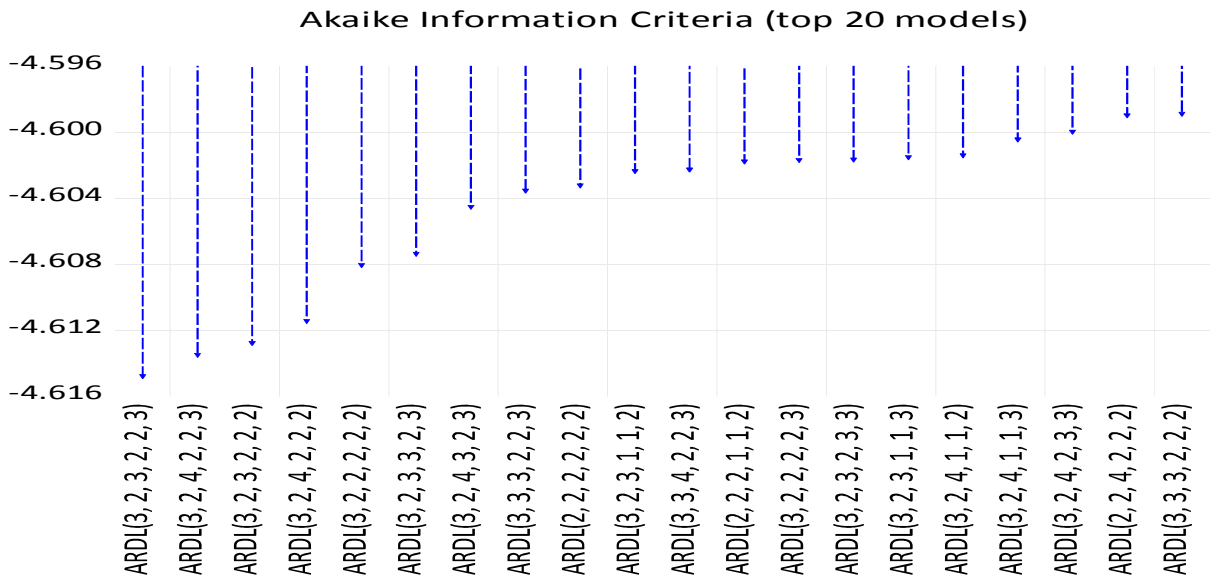
Dans le tableau suivant, nous présentons les résultats des tests de stationnarité.

Tableau 3 Test de stationnarité

Variables	En niveau	En différence	Ordre d'intégration
LRER	-0.9761 [0.2928]	-4.4898 [0.0024]	I(1)
LOPEN	0.9757 [0.9122]	-5.8693 [0.0000]	I(1)
LTOT	1.0507 [0.9226]	-4.6610 [0.0013]	I(1)
LGOV	-1.6134 [0.4726]	-4.0555 [0.0095]	I(1)
LPROD	-1.7314 [0.7311]	-4.0271 [0.0103]	I(1)
LRM	1.5164 [0.9677]	-3.6743 [0.0282]	I(1)

[*p.value*] associée au test de Dickey Fuller Augmenté (ADF)

Graphique 2 Choix du modèle optimal



Une fois le modèle optimal déterminé, nous avons testé la relation de long terme au niveau des séries. Pour cela, nous avons réalisé un test de cointégration en suivant la procédure de Bond (Bond test) qui consiste à faire un test de significativité globale sur les coefficients de long terme (H_0: $\delta_i = 0, pour\ tout\ i = 1,2,..5$). La statistique du test, qui est un Fisher, suit une distribution non standard. Pour cela, Peresan et al. (2001) ont calculé deux valeurs critiques asymptotiques pour déterminer si les variables sont intégrées d'ordre 0 (I(0), d'ordre 1 (I(1)) ou mutuellement cointégrées. La logique veut que si la statistique du test est supérieure à la borne inférieure, les séries sont cointégrées ; et si celle-ci est inférieure à la borne inférieure des valeurs critiques, alors les séries sont I(0). Enfin, si la valeur du F-statistics se trouve entre les valeurs critiques, alors le test ne permet pas de conclure. Conséquemment, il faut tenir compte de l'ordre d'intégration des variables avant de les utiliser dans un modèle. Dans le cadre de ce travail, la valeur du F-stat (5.20) est supérieure à la borne supérieure (3.79) au seuil de 5%. Nous pouvons conclure que les séries sont I(1) et, par conséquent, un modèle à correction d'erreur peut être estimé.

Tableau 4 Test de cointégration (Bound Test)

F-statistics	**5.206236**	
	Borne inférieure :	Borne supérieure
Valeur critique des Bornes à 10%	2.26	3.35
Valeur critique des Bornes à 5%	2.62	3.79

Source : Estimations des auteurs

4.2.-Validation du modèle

Au niveau du tableau 5, on regroupe les résultats de quelques tests économétriques permettant de valider le modèle qui devra servir pour la suite. Sur la base de ces résultats, on peut conclure à 95 % que le modèle tel qu'estimé ne souffre pas de problème d'autocorrélation. En effet, la valeur du p.value associée à la statistique du test est supérieure à 5 %, d'où le non rejet de l'hypothèse nulle d'autocorrélation (p.value = 0.4000). De même, nous n'avons pas décelé de problème d'hétéroscédasticité puisque la probabilité du test (0.6274) est supérieure à 5%. Toutefois, le test de normalité a révélé que les résidus du modèle ne sont pas normalement distribués, étant donné le rejet de l'hypothèse nulle de normalité des erreurs au seuil de 5 % (p.value= 0.000)

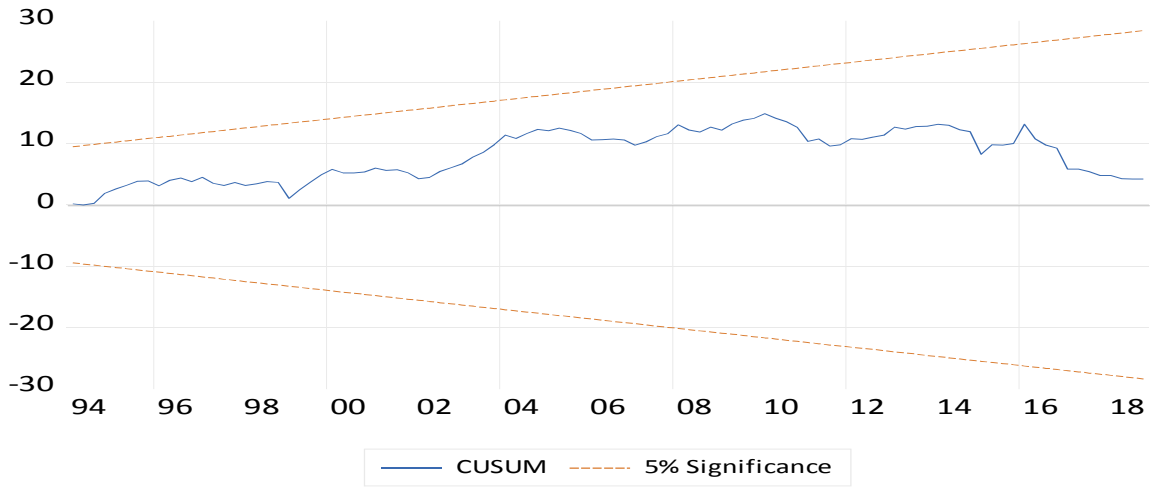
Tableau 5 Tests de validation économétrique

Test de normalité		**Test d'autocorrélation**		**Test d'hétéroscédasticité**	
JB_stat	*106.0017*	*LM_stat (up to 3 lags)*	*0.991888*	*Chi-square*	*17.3918*
p. value	*0.0000*	*p. value*	*0.4000*	*p.value*	*0.6274*

Source : Estimations des auteurs

En ce qui concerne la stabilité des coefficients estimés, nous avons réalisé un test de stabilité de CUSUM. Celui-ci permet de détecter les instabilités structurelles des équations de régression au cours du temps. L'évolution de l'erreur de prévision normalisée indique que la courbe des résidus récursifs ne coupe pas le corridor. Nous pouvons ainsi conclure que ces derniers sont stables et que le modèle peut être utilisé à des fins de prévisions (graphique 3).

Graphique 3 Stabilité du modèle



4.3.-Analyse des résultats

Les résultats obtenus à partir des estimations de court terme et de long terme sont présentés dans les tableaux 6 et 7.

Le taux de change réel varie en sens inverse avec le degré d'ouverture de l'économie, de même que les termes de l'échange et les dépenses publiques aussi bien à court terme qu'à long terme. À long terme, le coefficient associé au degré d'ouverture (OPEN) n'est pas significatif et est affecté d'un signe inverse au signe attendu lorsqu'il est retardé d'un trimestre, tandis qu'à court terme, le coefficient est très significatif, mais toujours affecté d'un signe inverse. Il est estimé à 0,45% de manière contemporaine et, retardé d'un trimestre, le coefficient est devenu positif (+0,22%). Les signes attendus pour les variables termes de l'échange (TOT) et dépenses publiques (GOV) sont très significatifs statistiquement. Les variables productivité (PROD) et masse monétaire réelle (RM) affichent des élasticités très fortes aussi bien à court terme qu'à long terme.

Les fondamentaux retenus dans notre modèle expliquent à 86% les variations du taux de change réel. Le coefficient d'ajustement est négatif et statistiquement significatif, confirmant ainsi un effet de retour à l'équilibre de long terme, suite à un choc. La valeur estimée de 0,15% indique un désalignement du taux de change réel bilatéral observé de son taux de change bilatéral réel d'équilibre estimé. Le désalignement fonctionne comme une force de rappel. Ce pourcentage faible signifie donc que la force de rappel vers l'équilibre prendra plus de temps. Dans le modèle de court terme, le taux d'ouverture de l'économie au temps (t) exerce un effet négatif sur le taux de change à court terme. Un accroissement de 1% du taux d'ouverture peut apprécier le taux de change de 0,46 %. Retardée d'un trimestre, cette variable demeure fortement significative avec un coefficient positif de 0,22%, soit une hausse du taux de change réel, donc une dépréciation réelle. A long terme, le taux de change réel est quasiment insensible aux variations du taux d'ouverture de manière contemporaine ou retardé d'un trimestre. La variable « Termes de l'échange » est affectée d'un signe négatif avec un coefficient de 0,22%. Cela implique qu'un accroissement de 1% des termes de l'échange se traduira par une appréciation réelle du taux de change réel. Retardé d'un trimestre et de deux trimestres, les coefficients chutent en valeur absolue (0.12) et (0.12) et sont affectés d'un signe positif. Ce résultat s'explique par la dominance de l'effet de substitution, car un effet de revenu devrait occasionner une détérioration de la balance commerciale et conséquemment une dépréciation réelle du taux de change. A long terme, le coefficient est très significatif et affecté d'un signe négatif (-0,55%). Le signe négatif pour la variable degré d'ouverture (OPEN) est en ligne avec les résultats de Baffes et al. (1997) pour la Côte d'Ivoire et le Burkina Faso.

Les variables « Productivité (PROD) et masse monétaire réelle (RM) » ont satisfait les postulats de la théorie, car pour la première, toute amélioration laisse présager une amélioration de la compétitivité de l'économie devant se traduire par une dépréciation réelle. Pour la seconde, son accroissement implique une croissance de la demande et conséquemment une détérioration de la balance commerciale via une hausse des importations confortant ainsi le signe positif attendu. Ces deux variables affichent des élasticités très fortes avec des coefficients de court terme de 1,04% et 1,63% de manière contemporaine, alors qu'à long terme, les coefficients estimés sont de l'ordre de 1.03% et 1.01%. Retardé d'un ou de deux trimestres, le taux de change réel bilatéral

devient peu sensible aux variations de ces deux fondamentaux, à savoir la productivité relative et la masse monétaire réelle.

Tableau 6 Estimations du modèle de long terme

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOPENQ_Q	-0.000663	0.178078	-0.003722	0.9970
LTOTQ_Q	-0.557137	0.080096	-6.955906	0.0000
LGOVQ_Q	-0.439804	0.125519	-3.503894	0.0007
LPRODQ_Q	1.029294	0.142574	7.219377	0.0000
LRM	1.008912	0.206873	4.876954	0.0000

Source : Estimations des auteurs

Tableau 7 Estimations du modèle de court terme : ARDL (3, 2, 3, 2, 2,3)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.110399	0.019410	-5.687710	0.0000
D(LRERQ_Q(-1))	0.467903	0.077162	6.063933	0.0000
D(LRERQ_Q(-2))	0.149493	0.061510	2.430366	0.0169
D(LOPENQ_Q)	-0.456547	0.044817	-10.18700	0.0000
D(LOPENQ_Q(-1))	0.223725	0.058350	3.834218	0.0002
D(LTOTQ_Q)	-0.224633	0.065370	-3.436308	0.0009
D(LTOTQ_Q(-1))	0.121296	0.073795	1.643677	0.1034
D(LTOTQ_Q(-2))	0.123096	0.066489	1.851383	0.0671
D(LGOVQ_Q)	-0.174727	0.048729	-3.585686	0.0005
D(LGOVQ_Q(-1))	0.103892	0.049948	2.079990	0.0401
D(LPRODQ_Q)	1.045995	0.196246	5.330024	0.0000
D(LPRODQ_Q(-1))	-0.458004	0.207945	-2.202522	0.0299
D(LRM)	1.630258	0.091860	17.74717	0.0000
D(LRM(-1))	-0.751623	0.159886	-4.700993	0.0000
D(LRM (-2))	-0.149374	0.102471	-1.457716	0.1481
CointEq(-1)*	-0.147640	0.025779	-5.727066	0.0000

R-squared	0.858414	Mean dependent var	-0.005926
Adjusted R-squared	0.838188	S.D. dependent var	0.053739
S.E. of regression	0.021617	Akaike info criterion	-4.708043

Sum squared resid	0.049066	Schwarz criterion	-4.338352
Log likelihood	300.8366	Hannan-Quinn criter.	-4.557898
F-statistic	42.43996	Durbin-Watson stat	2.108488
Prob (F-statistic)	0.000000		

Source : Estimations des auteurs

4.4 Calcul de la vitesse d'ajustement

Le coefficient d'ajustement de 15% qui explique le désalignement du taux de change réel de son niveau d'équilibre peut servir à calculer la vitesse de retour du taux de change à son équilibre après un choc exogène. La formule de la vitesse s'écrit comme suit :

$$(1-\beta_0) = (1-|\alpha_1|)^t$$

$$\text{Log } (1-\beta_0) = t * log(1-|\alpha_1|)$$

Avec t : nombre d'années, α_1 le coefficient à correction d'erreur et β_0 le pourcentage de choc à supprimer (95%).

Selon notre modèle, l'élimination de 95% d'un choc sur l'économie nécessite

$$t = \frac{log(1-\beta_0)}{log(1-|\alpha_1|)} = \frac{log(1-0.95)}{log(1-0.15)} = 18\ trimestres$$

À 95 %, l'impact d'un choc sur le taux de change réel peut nécessiter 18 trimestres pour que celui-ci revienne à son équilibre. Ce résultat est en ligne avec ceux de Husted et Macdonald (1998) trouvés pour un large échantillon de pays à régime de change flottant.

Tableau 8 : Périodes de Surévaluation et de Sous-évaluation du taux de change réel

+ Sous-évaluation	**-Surévaluation**
1991Q1 – 1994Q3 : (0.63 %)	1989Q1 – 1990Q4 : (0.71 %)
1995Q3 – 1997Q1 : (0.92%)	1994Q4 – 1995Q2 : (0.20 %)
2000Q2 – 2001Q4 : (0.66 %)	1997Q2 – 2000Q1 : (1.91%)
2003Q2 – 2006Q1 : (1.61 %)	2002Q1– 2003Q1 : (0.60%)
2008Q1 – 2010Q2 : (1.07 %)	2006Q2– 2007Q4 : (1.32 %)
2012Q4 – 2014Q4 : (2.89 %)	2010Q3 – 2012Q3 : (1.63 %)
2016Q1 – 2016Q4 : (1.22 %)	2015Q1 – 2015Q4 : (1.14%)
	2017Q1 – 2018Q4 : (2.58 %)
() valeur moyenne sur la période	

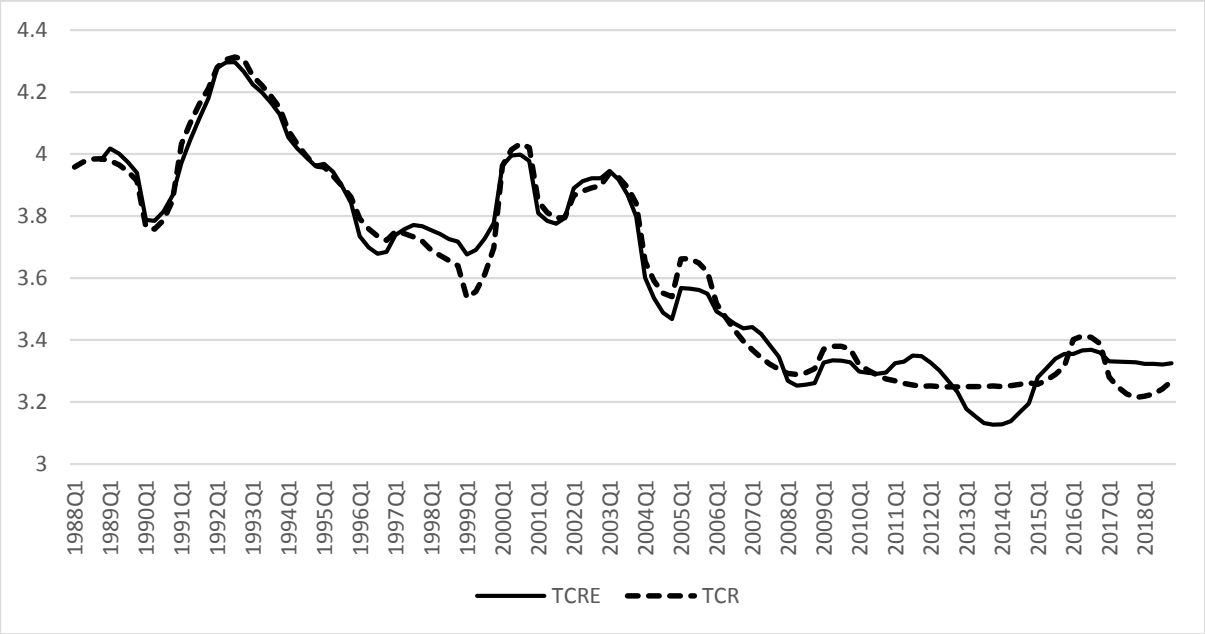
Source : Résultats à partir des estimations des auteurs

Ce tableau n'indique aucune période de surévaluation ou de sous-évaluation soutenue, mais une valeur moyenne de 1.3% pour l'ensemble des sous-périodes dans les deux cas de figure.

Le graphique 4 montre une appréciation du taux de change réel ainsi que de sa valeur d'équilibre. En fait, sur la période 1988-1996, le taux de change réel, même sous-évalué, s'alignait par rapport à valeur de long terme, étant donné que le désalignement sur cette période était minimal. Entre les sous-périodes 1997-2000, 2002-2003, on peut observer une surévaluation du taux de change réel. Même constat pour les sous-périodes 2006-2007,2010-2012, 2015, 2017-2018. En ce qui concerne la sous-évaluation du taux de change réel, la période la plus marquante correspond à la sous-période 2013-2015. En effet, au premier trimestre 2014, le taux de change réel était sous-évalué d'environ 3.25%, ce qui correspond au décalage maximal de celui-ci par rapport sa tendance de long terme.

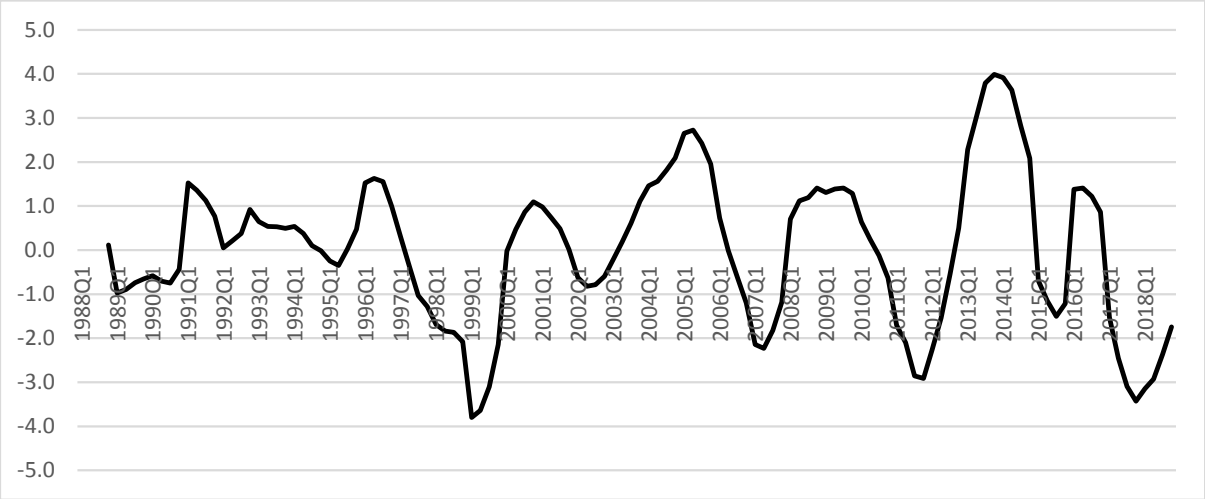
Enfin, nous pouvons observer qu'à la fin de la période (2017-2018), le taux de change réel se rapprochait progressivement de sa valeur d'équilibre. S'il est vrai que l'on peut à long terme observer un retour du taux de change réel vers son équilibre de long terme, suite à un choc de court-terme, ce rappel devrait être lent étant donné la viscosité qui caractérise l'ajustement du taux de change réel vers sa valeur d'équilibre.

Graphique 4 Évolution du taux de change réel et du taux de change réel d'équilibre



Aussi, avons-nous constaté à partir du graphique 5 que le désalignement du taux de change réel par rapport à sa valeur de long terme était plus prononcé au premier trimestre de l'exercice 2018-2019 où le taux de change réel affichait une surévaluation d'environ 3.5%[20].

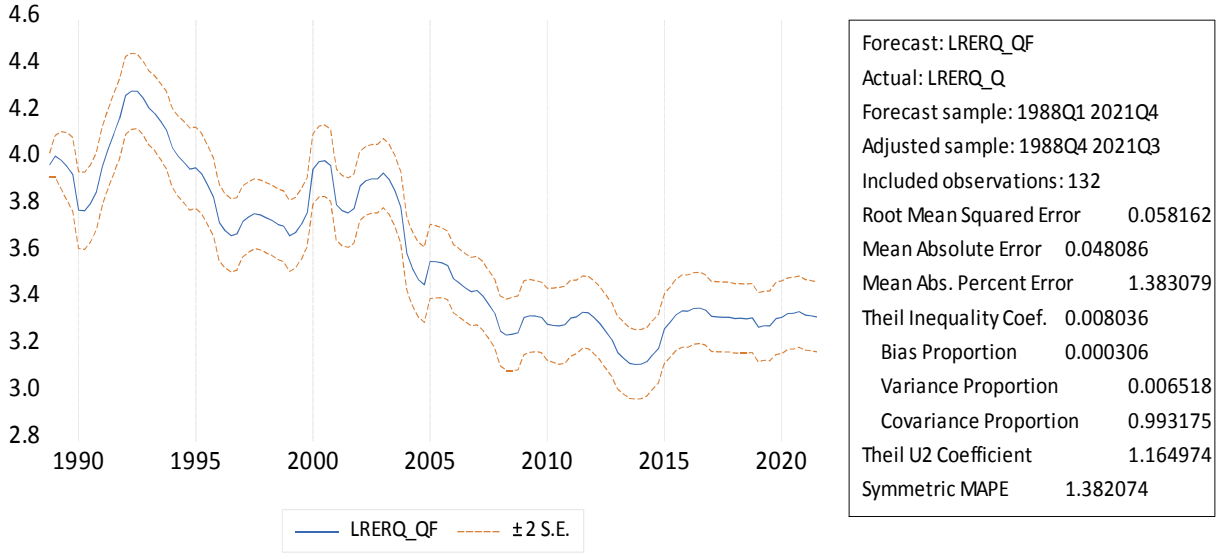
Graphique 5 Désalignement du taux de change réel en %



Afin de pouvoir utiliser le modèle à des fins de prévisions, nous avons testé la capacité prédictive de ce dernier. Au regard de valeurs des statistiques renseignant sur la qualité prédictive du modèle, en particulier celle du *Root Mean Square Error* (RMSE) (0.058) qui est très proche de zéro, nous pouvons conclure que les coefficients estimés sont stables et que le modèle peut être utilisé pour réaliser des prévisions. (Graphique 6)

Graphique 6 Capacité prédictive du modèle

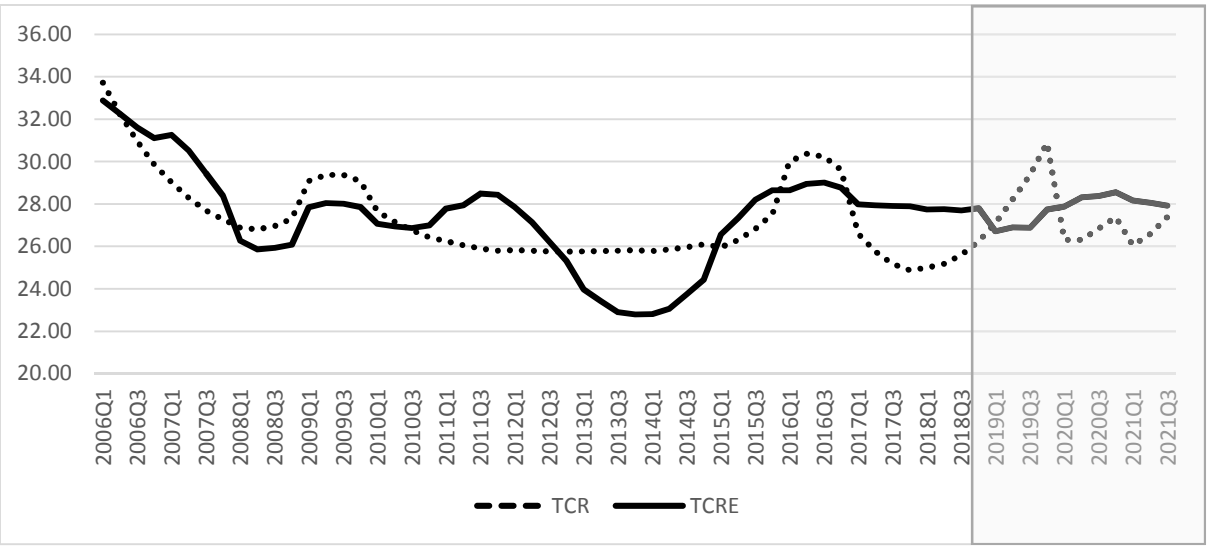
[20] Il convient de souligner que lorsque le taux de change réel observé se trouve en dessous de sa valeur d'équilibre, on assimile cela à une surévaluation du taux de change réel dans le cas contraire au dit que celui-ci est sous-évalué. De la même manière un désalignement négatif correspond à une surévaluation et un désalignement positif à une sous-évaluation du taux de change réel.



Nous avons aussi réalisé des prévisions sur la période 2019-2021. En supposant que les valeurs des variables explicatives maintiennent une tendance proche de leur moyenne sur les trois dernières années. Il en est ressorti que le taux de change réel avait été sous-évalué au cours de l'année 2019 (+ 6.0 %) et surévalué au début de 2020 (-6.0%). Cette tendance devrait être maintenue au troisième trimestre 2021 (Autour de - 5 %, Graphique 7).

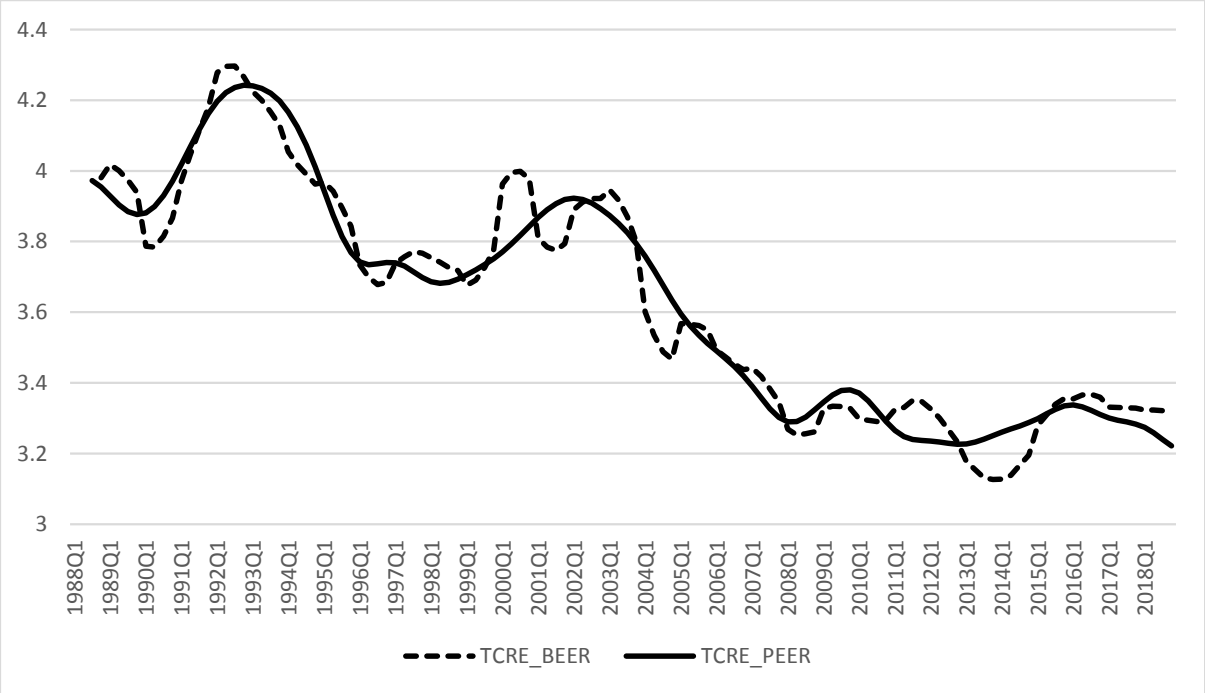
En fait, les résultats des estimations montrent que sur la fin de la période d'estimation (2017-2018), le taux de change réel était surévalué d'environ 2.6 % en moyenne. Sur la base des prévisions réalisées, nous pouvons affirmer que la monnaie locale continuerait d'être surévaluée en faisant l'hypothèse que les fondamentaux évolueront à un niveau proche de leur moyenne tendancielle sur les trois dernières années et que l'environnement macroéconomique interne et externe restera relativement stable.

Graphique 7 Prévisions du taux de change réel sur la période 2019-2021

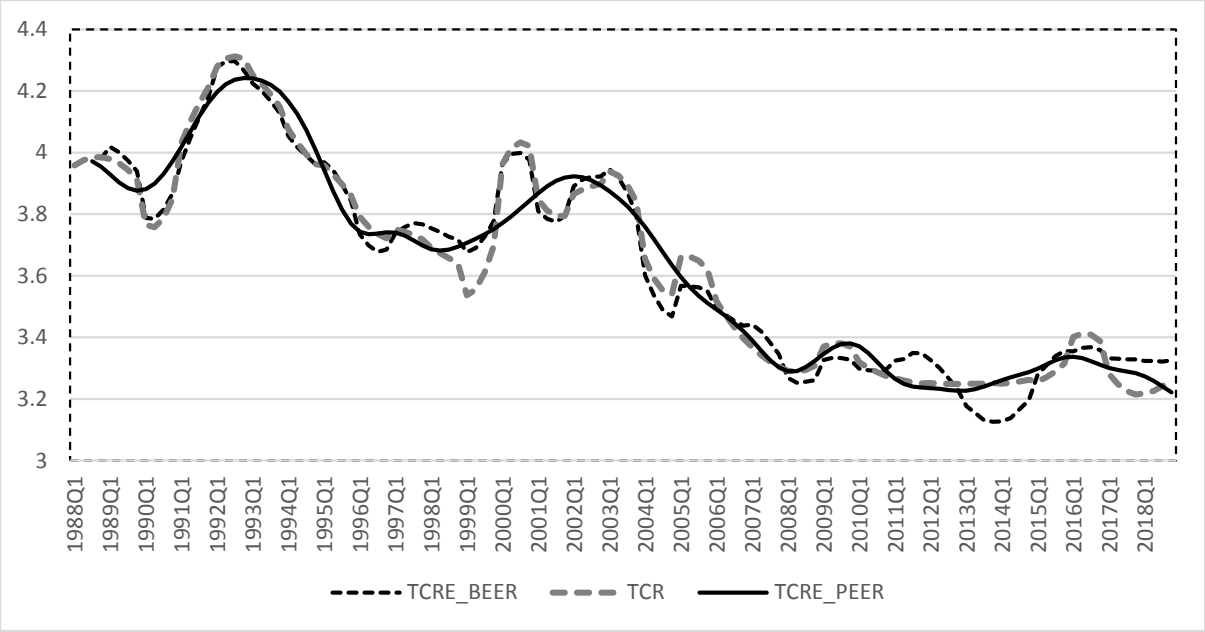


4.5 Comparaison à partir des approches BEER et PEER

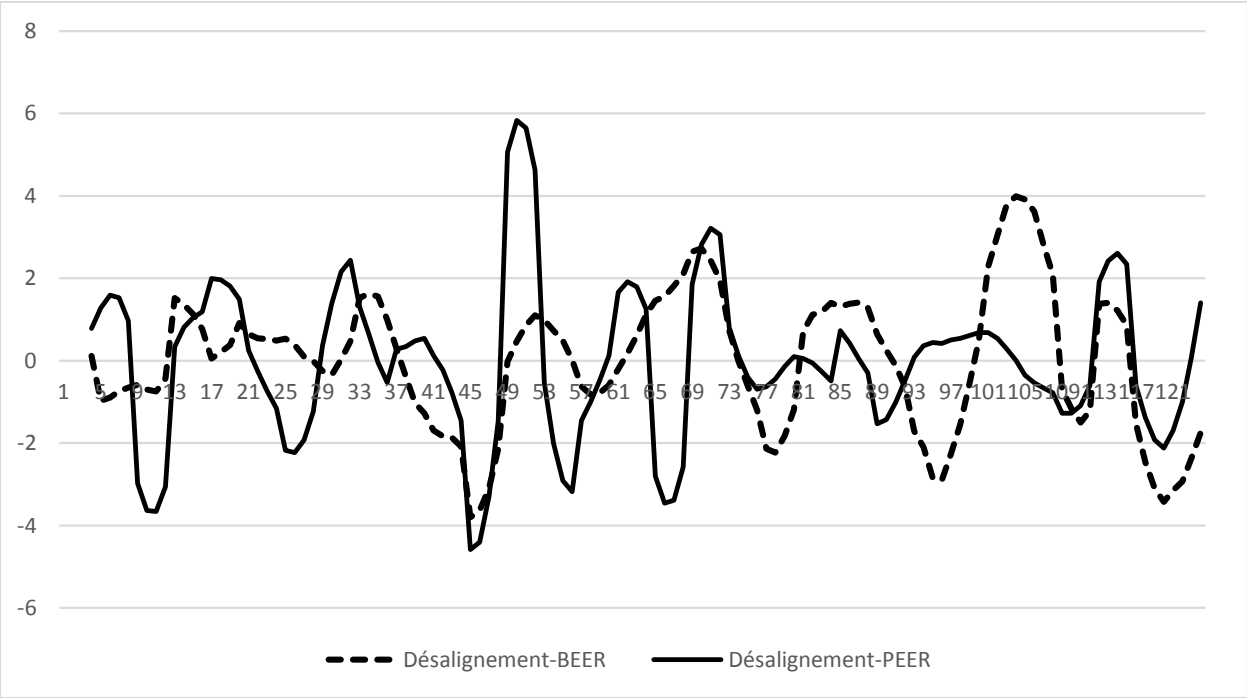
Graphique 8 Évolution du taux de change réel et du taux de change réel d'équilibre



Graphique 9 Évolution du taux de change réel d'équilibre et du taux de change réel observé



Graphique 10 Désalignement à partir des approches BEER et PEER



V. CONCLUSION

Ce travail consistait à déterminer le taux de change réel bilatéral d'équilibre à travers une approche empirique pour ensuite mesurer le degré de désalignement du taux de change observé par rapport aux taux de change d'équilibre.

Les résultats montrent que les fondamentaux retenus expliquent à 86% la variation du taux de change réel en Haïti. Le coefficient de 0,15%, quoique faible, est en ligne avec les résultats de certaines économies en développement et émergentes. Cette faiblesse du coefficient de rappel est due notamment à la rigidité des prix et des salaires en Haïti. Ainsi, à 95%, l'impact d'un choc exogène sur le taux de change réel pourrait nécessiter près de 18 trimestres pour que ce dernier revienne vers son sentier d'équilibre.

La libéralisation commerciale a provoqué un excès d'offre favorable aux biens non échangeables, mais elle ne dicte pas, contrairement à nos attentes, la nature de l'ajustement du taux de change réel. L'évolution des termes de l'échange ne dépend pas de la performance de l'économie haïtienne, parce qu'elle est déterminée de manière exogène. Quant aux dépenses publiques, elles devraient être ramenées à leur niveau des années 1970-80 pour avoir un effet conséquent. Mais en dehors de leur niveau, la composition des dépenses est déterminante dans le processus d'évolution du taux de change réel.

Cela implique que les décideurs politiques peuvent influencer ces fondamentaux pour atteindre le niveau désirable du taux de change. Les effets de certains des fondamentaux sont, certes, ambigus, mais cette ambiguïté est aussi une marge de manœuvre pour les orienter dans le sens souhaité. S'il convient de réglementer et d'intervenir pour corriger les fluctuations indésirables du taux de change réel, il faudra éduquer davantage le public pour éviter que les corrections soient interprétées comme une manipulation du taux de change nominal.

Enfin, nous devons préciser que nous n'avons pas repéré des désalignements larges et persistants qui correspondraient à des périodes soutenues de surévaluation ou de sous-évaluation entre 1988 et 2018. Nous avons testé la capacité prédictive du modèle et nous avons observé un phénomène de rappel en 2020 indiquant un effet de retour vers l'équilibre. Nous avons aussi élargi l'analyse de sensibilité à la variable « Transferts sans contrepartie » qui s'est avérée pertinente, mais son intégration n'apporte aucune amélioration aux résultats déjà obtenus dans le modèle précédent. Il faut espérer que d'autres chercheurs prendront le relais pour explorer de nouvelles pistes de réflexion au fur et à mesure qu'il sera possible de constituer une base de données enrichie sur le taux de change réel.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

Agénor Pierre-Richard, 1994. "Credibility and Exchange Rate Management in Developing Countries", Journal of Developments Economics, Elsevier, vol. 45 1994 (1-16).

Alper Emre C., Saglam Ismail, "The equilibrium real exchange rate : Evidence from Turkey", Topics in Middle Eastern and African Economies, Vol 2 Issue, September 2000, Departments of Economics and Center for Econometrics, Bogazici University.

Artus, Jacques, ''Methods of Assessing the Long-Run Equilibrium Value of an Exchange Rate,'' Working Paper No. DM/77/124. Washington, International Monetary Fund.

Baffes John, Elbadawi Ibrahim A, O'Connell Stephen A. "Single-Equation Estimation of the Equilibrium Real Exchange Rate. 20/08/1997.

Bayoumi Tamim, Peter Clark, Steve Symansky, and Mark Taylor, 1994, "The Robustness of Equilibrium Exchange Rate Calculations to Alternative Assumptions and Methodologies," in Estimating Equilibrium Exchange Rates, edited by John Williamson.

Bénassy-Quéré Agnès, Béreau Sophie, Mignon Valérie, « Taux de change d'équilibre : une question d'horizon », Presses de Sciences Po, Revue économique 2009/3 Vol. 60, pages 657 à 666. Cairn.info pour presses de Sciences Po.

Bouveret Antoine et Sterdyniak Henri, Les modèles de taux de change, Équilibre de long terme, dynamique et hystérèse, Antoine Bouveret, Doctorant à l'OFCE et Henri Sterdyniack, Directeur du département économie de la mondialisation de l'OFCE, Professeur associé à Paris IX-Dauphine. Revue de l'OFCE, Avril 2005, Vol. 93

Chiali, Hichem "Les variations du taux de change réel influencent-elles l'inégalité des revenus entre zones urbaines et rurales en Algérie ? Centre de Documentation Université de Montréal, Décembre 2003.

Chouchane-Verdier, Audrey, Gnansounou, Sosthène Ulrich "Mésalignement du Taux de change effectif réel : Quand faudra-t-il de nouveau dévaluer le franc CFA ? Banque Africaine de Développement, Working Papers Series, No.66 – Décembre 2012.

Clark Peter B. and RonaldMacDonald1998 "Exchange Rates and Economic Fundamentals: A Methodological Comparison of BEERs and FEERs," IMF Working Paper No. 98/67 (Washington: International Monetary Fund).

Clark Peter B. and RonaldMacDonald2000 "Filtering the BEER: A Permanent and Transitory Decomposition," IMF Working Paper No. 00/144 (Washington: International Monetary Fund).

Courdet, Virginie, Couharde, Cécile, Mignon, Valérie « Les mésalignements de taux de change réel à l'intérieur de la zone euro » Revue de l'OFCE 2013/1 No127/ pages 35 à 56 ; ISSN1265-9576 et ISBN 9782312003184.

Choudhri, Ehsan and Mohsin Khan, 2005, "Real Exchange Rates in Developing Countries: Are Balassa-Samuelson Effects Present?" *IMF Staff Papers*, Vol. 52, No.3, pp. 387–409.

Crouhy-Veyrac Liliane L. and Michèle SaintMarc1995"The Natural Real Exchange Rate BetwPage | 31eenth the French Franc and the Deutschmark: Implications for Monetary Union," in Fundamental Determinants of Exchange Rates ed. by Jerome L. Stein and Polly R. Allen (Oxford: Oxford University Press).

Detken Carsten, Alistair Dieppe, Jérôme Henry, Frank Smets and Carmen Marin 2002 "Determinants of the Effective Real Exchange Rate of the Synthetic Euro: Alternative Methodological Approaches," Australian Economic Papers Vol. 41 (December) pp. 404–36.

Detken Carsten and Carmen Marin-Martinez 2001"The Effective Euro Equilibrium Exchange Rate Since the 70's: A Structural Natrex Estimation" (Frankfurt: European Central Bank).

Di Bella Gabriel, Lewis Mark and Martin Aurélie, Assessing Competitiveness and Realignment in Low Income Countries, IMF Working paper, June 2007. (Policy Development and Review Department).

Dornbusch, Rudiger, 1974, "Real and Monetary Aspects of the effects of Exchange Rate Changes", in National Monetary Policies and the International Financial System, edited by R. Z. Aliber, University of Chicago Press.

Driver Rebecca L. and Peter F. Westaway, 2004 "Concepts of Equilibrium Exchange Rates," Working Paper No. 248 (London: Bank of England).

Edwards, Sebastian, 1994, "Real and Monetary Determinants of Real Exchange Rate Behaviour: Theory and Evidence from Developing Countries," in Estimating Equilibrium Exchange Rates, edited by John Williamson.

Edwards, Sebastian, 1989, "*Real Exchange Rates, Devaluation and Adjustment: Exchange Rate Policy in Developing Countries*" (Cambridge, Massachusetts: MIT Press).

Edwards, Sebastian and Miguel Savastano, 2000, "Exchange Rates in Emerging Economies: What Do We Know? What Do We Need to Know?" in *Economic Policy Reform: The Second Stage*, edited by Anne O. Krueger (Chicago: University of Chicago, Press).

Frankel Jeffrey and Andrew Rose 1995 "A Survey of Empirical Research on Nominal Exchange Rates," in Handbook of International Economics Vol. 3 ed. by Gene Grossman and Kenneth Rogoff (Amsterdam North-Holland).

Hinnosaar Marit Hannes Kaadu and LennoUusküla2005 “Estimating the Equilibrium Exchange Rate of the Estonian Kroon,” Working Paper No. 2005-2 (Tallinn: Bank of Estonia).

Husted Steven and RonaldMacDonald1998 “Monetary-Based Models of the Exchange Rate: A Panel Perspective,” Journal of International Financial Markets Institutions and Money Vol. 8 (January) pp. 1–19.

Iimi Atsushi 2006 “Exchange Rate Misalignment: An Application of the Behavioral Equilibrium Exchange Rate (BEER) to Botswana,” IMF Working Paper No. 06/140 (Washington: International Monetary Fund).

Maeso-Fernandez Francisco, Chiara Osbat, and Bernd Schnatz 2002 “Determinants of the Euro Real Effective Exchange Rate: A BEER/PEER Approach,” Australian Economic Papers Vol. 41 (December) pp. 437–61.

Montiel Peter J.1997“Exchange Rate Policy and Macroeconomic Management in ASEAN Countries,” in Macroeconomic Issues Facing ASEAN Countries ed. by John Hicklin David Robinson and Anoop Singh (Washington: International Monetary Fund).

Moreira Pinto Emmanuel (2016), Till Geography Do Us Part? Prolegomena to an Economic and Monetary Union between the Dominican Republic and Haiti, World Bank Policy Research Working Paper No. 524170

Mputu, Luengu Christelle, « Terms of Trade, Trade openness and Economic Growth in Sub-Saharan Africa. St. Cloud State University, Culminating Projects in Economics, Department of Economics 5-2016.

Prophète, Carl Henri et Augustin Dudley, The Impact of Remittances on Real Exchange Rate: Evidence from Haiti, Department of Money and Economic Analysis, Banque de la République d’Haïti. Novembre 2019.

Rajan Ramkishen S. Rahul Sen and Reza Y. Siregar2004 “Misalignment of the Baht and Its Trade Balance Consequences for Thailand in the 1980s and 1990s,” The World Economy Vol. 27 (July) pp. 985–1012.

St-Armant Pierre, Lafrance Robert, “ Les indices du taux de change réel du dollar canadien » Département des Relations Internationales, Revue de la Banque du Canada –Automne 1999.

Stein, Jerome L.1994“The Natural Real Exchange Rate of the U.S. Dollar and Determinants of Capital Flows,” in Estimating Equilibrium Exchange Rates ed. by John Williamson (Washington: Institute for International Economics).

Sonko, Djibril « Taux de change d’équilibre : « Analyse et Application au cas du Sénégal » Mémoire pour l’obtention du Diplôme d’Études Approfondies en économie, Université Cheikh Anta Diop de Dakar, Faculté des Sciences économiques et de Gestion (FASEG) 2003-2004.

Williamson, John 1994 "Estimates of FEERs," in Estimating Equilibrium Exchange Rates ed. by John Williamson (Washington: Institute for International Economics).