



Modélisation du taux de change réel d'équilibre et détermination des mésalignements du dirham- cas du Maroc

Ahmed HRIFA¹,

¹Docteur en sciences de gestion- ENCG Settat- Université Hassan I

Résumé: Le présent papier a pour objectif d'estimer le taux de change réel d'équilibre (TCRE) au Maroc à travers l'approche économétrique comportementale du taux de change d'équilibre (BEER) sur la période 1980-2019. Les résultats de l'estimation ont permis de montrer qu'à court terme, une appréciation du taux de change effectif réel (TCER) s'explique principalement par l'augmentation de certaines variables liées aux enjeux externes et internes, notamment le taux de croissance réel, les termes de l'échange et le compte courant de la balance des paiements. Par ailleurs, la hausse des prix du pétrole, la réduction du déficit du compte courant de la balance des paiements, l'attractivité des IDE, l'accélération du rythme de la demande étrangère et la politique d'ouverture, constituant des facteurs déterminants pour justifier la dépréciation du TCER à long terme. Enfin, ce travail a permis de mettre en évidence deux principales phases de mésalignement du dirham pendant la période étudiée.

Mots-clés: taux de change réel d'équilibre ; méthode BEER ; mésalignements ; modèle à correction d'erreur (MCE) ; dirham marocain.

Digital Object Identifier (DOI): <https://doi.org/10.5281/zenodo.7534996>

Published in: Volume 1 Issue 4



This work is licensed under a [Creative Commons Attribution-NonCommercial-NoDerivatives 4.0 International License](https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/).

1. Introduction

Au cours de ces dernières années, l'évolution de l'environnement économique international de plus en plus « financiarisé » et turbulent, la mondialisation, l'interconnexion et la globalisation des marchés financiers internationaux, la répétition et la contagion des crises financières ainsi que l'accentuation des tensions géopolitiques sont autant d'éléments ayant profondément modifié la finance internationale et ont contribué à une montée des risques économiques et financiers. Face à ce contexte international jonché de défis et entaché d'incertitudes, l'économie mondiale s'est trouvée confrontée à un dilemme, dont particulièrement : devoir satisfaire à la fois la nécessité de soutenir la croissance économique et l'obligation de préserver les équilibres macroéconomiques.

Les éléments cités précédemment, ont en commun d'avoir mis en lumière le rôle crucial joué par le niveau du taux de change réel d'équilibre (TCRE) dans la stabilité macroéconomique et financière. En

effet, il est apparu que les distorsions du taux de change effectif réel (TCER), ou encore mésalignements du TCER, pouvaient constituer une menace réelle pour la stabilité et la croissance économique de tous les pays, notamment, les pays en développement et les économies émergentes, tel que le Maroc.

Les mésalignements peuvent avoir des conséquences à long terme qui vont au-delà de l'impact couramment exercé à court terme sur la compétitivité du pays considéré. Une surévaluation très sensible tendrait à ralentir la croissance. C'est pourquoi ce phénomène a reçu une attention dans les discussions politiques comme source de déséquilibre macroéconomique dont la correction est l'une des conditions capitales pour assurer la stabilité macroéconomique. La littérature se rapportant au sujet de la relation entre le TCER et les fondamentaux macroéconomiques est assez riche. Plusieurs études théoriques et empiriques ont été menées à ce sujet. Toutefois, les résultats aboutissent à des conclusions assez mitigées et loin d'être conclusives. Des résultats contradictoires sont aussi fréquents. Quelques points de consensus semblent aussi émerger sur l'analyse de l'impact des crises de change sur les structures de production. Depuis les travaux de Meese et Rogoff (1983), qui sont les annonciateurs de ce qu'il est convenu de baptiser l'énigme du taux de change, plusieurs travaux ont mis en évidence l'inaptitude des principaux modèles structurels traditionnels à « battre » un processus de marche aléatoire en termes prévisionnels. Ces derniers sont inscrits dans un registre plus structurel du taux de change en cherchant à déterminer son niveau d'équilibre de long terme (Lewis, Martin & Di Bella, 2007; Mongardini & Chudik, 2007; Yehoue & Dufrénot, 2005). Lorsqu'il est connu, le niveau d'équilibre du taux de change permet d'apprécier l'ampleur des déséquilibres de change, autrement dit les mésalignements, et d'opérer les ajustements économiques indispensables.

L'histoire du concept du taux de change montre une forte évolution et différents changements des règles qui assurent son équilibre ; et de nombreuses études traitent le mécanisme des fluctuations du taux de change et son point d'équilibre. Partant de cette vision, le TCER est celui qui assure l'unicité du prix des biens et services à travers le monde et qui rééquilibre les balances courantes. Autrement dit, la valeur fondamentale du TCER est la valeur du change réel assurant simultanément la réalisation de l'équilibre interne et de l'équilibre externe. De ce fait, il existe plusieurs approches qui essaient d'expliquer le taux de change remontant à la théorie de la Parité de Pouvoir d'Achat «PPA » (Cassel, 1922). Cette théorie a évolué durant le temps suivi, face à son incapacité à servir de référence au TCR, par l'apparition de plusieurs autres approches (BEER, FEER, NATREX,...).

Il apparaît donc primordial de s'intéresser à évaluer le degré de déviation (mésalignement ou désalignement) du TCER par rapport à son niveau d'équilibre pour le dirham marocain, dans un contexte économique particulier marqué par la migration du Royaume, en janvier 2018, vers un régime de change plus flexible dont la parité du dirham est déterminée dans une fourchette de fluctuation de $\pm 2,5\%$ puis de $\pm 5\%$ ¹, contre $\pm 0,3\%$ auparavant, en maintenant le panier de devises composé de l'euro et du dollar américain à 60% et 40% respectivement.

Partant de ce constat, ce papier se propose: i) d'analyser les liens de causalités qui peuvent exister entre le TCER et les fondamentaux macroéconomiques retenus ; ii) de calculer le TCER qui est compatible avec les équilibres interne et externe ; iii) de déterminer les phases de déviation (mésalignements) du dirham marocain, et enfin, iv) de comparer les valeurs d'équilibres avec les valeurs réelles du TCER.

2. Revue de littérature : survol des travaux empiriques sur la modélisation du TCER et la détermination des mésalignements

¹ Le deuxième élargissement a eu lieu en mars 2020 pour faire face au choc externe qui se profilait à l'horizon à cause de la crise du Covid. A l'issue de cet élargissement, la bande de fluctuation du dirham est à (+ou-) 5%.

Ragbi aziz et Saïd tounsi (2015), ont évalué le niveau d'équilibre du dirham marocain entre 2007 et 2014. Corrélée fortement à la baisse du niveau des réserves de change, le mésalignement du TCER marocain est lié à la dégradation du solde du compte courant. Cette surévaluation du taux de change corrobore la détérioration tendancielle de la compétitivité des exportations marocaines en lien avec la perte de parts de marche du Maroc vis-à-vis de ces principaux partenaires commerciaux. Néanmoins, l'ajustement du TCER observé en 2014 est lié fortement à la baisse du déficit budgétaire et du déficit du compte courant de la balance des paiements.

Assi Awo M. F. (2017), a étudié la relation entre la variabilité du TCER et les flux commerciaux des PAZF² de 1980 à 2013. Cette étude s'est attelée à analyser les effets de la volatilité et du mésalignement du TCER sur les flux d'importations et d'exportations au niveau global et sectoriel (secteur agroalimentaire et manufacturier) des pays africains de zone franc. Pour ce faire, l'auteur a utilisé la méthode de cointégration pour estimer la relation empirique entre le TCER et l'évolution de ses fondamentaux au sein des PAZF. Par les approches du BEER, NATREX et d'Edwards, l'auteur a calculé les mésalignements comme étant la différence entre le TCER observé et le TCER d'équilibre. Il a calculé également la volatilité du TCER par le GARCH. Enfin, pour l'analyse de la variabilité de l'influence du TCER sur le commerce extérieur (importations / exportations globales et des produits agroalimentaires et manufacturés), les variables : volatilité et mésalignement ont été incluses dans l'équation de fonctions standards de demande d'importations et d'exportations. Les résultats révèlent que les effets du mésalignement du TCER sur les flux commerciaux sectoriels sont positifs. Quant aux effets de la volatilité sur les flux de commerce extérieur, ils sont négatifs. En somme, la volatilité du TCER constitue la source d'une baisse des flux de commerce extérieur.

Honoré Sèwanoudé Hounbedji (2017), utilise les techniques de l'économétrie en panel non stationnaire pour identifier les sources du désalignement du TCR au sein des pays de l'UEMOA sur la période (1982-2016). Les résultats de cette étude mettent l'accent sur l'appréciation de l'Euro qui génère à long terme, une sous-évaluation du TCR, alors que la position extérieure nette des économies contribue à sa surévaluation. L'objectif principal de l'étude consiste à montrer que la surévaluation du TCR est expliquée à court terme par les changements structurels des fondamentaux macroéconomiques ainsi que par la politique de change d'ancrage adoptée par la BCEAO³.

Zahour Brahim et Rachidi Lahoucine (2018), ont testé la dynamique de long terme du TCER en utilisant l'approche BEER. Ils ont confirmé que cette dynamique est déterminée par les termes de l'échange externe, le taux d'ouverture, les investissements intérieurs et les avoirs extérieurs nets. Ils ont montré également que l'étude du degré des mésalignements du dirham sur la période (1980-2015), a fait ressortir des phases de surévaluation (1980-1983, 2009-2010) et des phases de sous-évaluation (1985-1993) et une phase (2011-2015), où le TCER était proche de son niveau d'équilibre, cette dernière phase constitue un signal positif pour les autorités monétaires marocaines qui souvent prétendent une continuité dans le passage vers un régime de change plus flexible.

² Pays Africains de la Zone Franc (PAZF), cette zone rassemble la France et quatorze États d'Afrique subsaharienne, à savoir : le Bénin, le Burkina Faso, la Côte-d'Ivoire, la Guinée-Bissau, le Mali, le Niger, le Sénégal et le Togo (en Afrique de l'Ouest), le Cameroun, la Centrafrique, le Congo, le Gabon, la Guinée Equatoriale et le Tchad (en Afrique centrale), et les Comores.

³ Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO), c'est un établissement public international constitué de 8 Etats membres de l'Union Monétaire Ouest Africaine que sont le Bénin, le Burkina, la Côte d'Ivoire, la Guinée-Bissau, le Mali, le Niger, le Sénégal et le Togo. Son Siège est situé à Dakar, au Sénégal.

Habib El Fathaoui (2018), a analysé le lien de causalité entre le désalignement de taux de change et le déficit de la balance des paiements. Il a opté pour le modèle du taux de change d'équilibre comportemental (BEER). Son étude a dégagé plusieurs résultats et conclusions, à savoir ; l'effet du désalignement sur l'économie par le biais de la balance des paiements n'est pas confirmé dans le cas du Maroc mais l'effet reste certain par la structure de la corrélation démontrée. De plus, les autorités marocaines en répondant à l'appel préconisant la libéralisation du dirham marocain court le risque d'exposer les équilibres économiques face aux fluctuations des marchés. Enfin, l'auteur a conclu que le maintien du désalignement dans un intervalle tolérable ajuste les mécanismes de rééquilibrage des déterminants macroéconomiques.

Basma Sabar et M. Ilyass Belhouari (2018), ont étudié la dynamique du TCER par le biais de deux approches : l'approche macroéconomique de la méthode CGER développé par les experts du FMI et l'approche comportementale du taux de change d'équilibre (approche BEER). Ils ont conclu que le Maroc a connu une sous-évaluation du dirham au cours de la période entre 1992 et 2000, suivie par une période de surévaluation entre les années 2001 et 2016.

Naima el Haoud et Oumaima Hali (2019), ont estimé le TCER au Maroc en vue d'analyser par la suite son degré de désalignement. Pour cela, les auteurs ont utilisé un modèle vectoriel à correction d'erreur qui permet de dresser les différentes relations à long et court terme entre le TCER et ses fondamentaux macroéconomiques, à savoir : les réserves de change, la masse monétaire, le taux de couverture, la dette extérieure, l'indice des prix à la consommation et la créance sur l'étranger. Les résultats ont montré qu'il existe une relation à long terme entre le TCER et les trois variables suivantes : la masse monétaire, les réserves de change et l'indice des prix à la consommation. En outre, les auteurs ont montré également que le désalignement au Maroc a atteint un niveau de 2% en 2017, un degré assez faible, qui montre que le dirham aujourd'hui n'est pas surévalué et que le Maroc peut avancer dans son processus de libéralisation du dirham.

Lamiaa Chab (2019), a analysé les liens de stabilité qui peuvent exister entre le TCER et ses fondamentaux macroéconomiques (le degré d'ouverture, les transferts des marocains résidents à l'étranger et les réserves de change). L'auteur a utilisé l'approche BEER afin de distinguer nettement les phases de sur/sous-évaluation du dirham pendant la période (1988-2017). Deux phases sont mises en évidence. Une période de surévaluation allant de 1990 jusqu'à 1997 et une période de sous-évaluation qui s'étend de 1997 à 2017.

Sur la base de la méthode de cointégration, notamment le modèle à correction d'erreur, les résultats ont montré que les variables : degré d'ouverture, transferts des marocains résidents à l'étranger et les réserves de change influencent largement le TCER marocain à long terme. Ainsi, le coefficient de détermination du MCE indique que 76% de l'évolution du TCER est expliqué par ces variables.

Lawson D. H (2019), a analysé le mésalignement du TCR et son incidence sur la croissance économique des pays de la CEDEAO sur la période (1985-2014). Sur la base de l'approche comportementale (BEER), les résultats montrent que le niveau de surévaluation est plus élevé dans les pays de l'UEMOA que dans les autres pays de la CEDEAO. Il en résulte que le taux de change est plus surévalué dans les pays à régime de change fixe que ceux à régime de change flexible. De plus, le niveau de surévaluation a une incidence négative sur la croissance économique de la CEDEAO contrairement à la sous-évaluation des taux de change. L'auteur a conclu également que l'impact du régime de change sur la croissance économique montre que plus le degré de flexibilité des pays

augmente, plus leurs niveaux de croissance augmentent avec une valeur de 0,93 suggérant ainsi que la mise en place des mécanismes occasionnant une flexibilité du taux de change de la future monnaie unique serait un atout pour les économies de la CEDEAO.

Nouhaila Belfatmi et Hicham Ouakil (2020), ont modélisé le TCR marocain selon l'approche comportementale (BEER). L'équation a été estimée à partir d'un ensemble de variables (les investissements directs étrangers, l'indice des prix à la consommation, la balance commerciale et le niveau d'activité économique) sur une période allant de 1988 à 2018. Selon les résultats obtenus, les auteurs ont distingué quatre périodes : celle de 1983 à 1984, marqué par une dévaluation de 16,5 %. La seconde période est comprise entre 1985 et 2000, le taux de change a connu une surévaluation. Ensuite, la période entre 2001 et 2013, la surévaluation du taux de change a été corrigée par une dévaluation de 5% suite à un réaménagement du panier de cotation. Alors que la dernière période qui s'étale entre 2014 et 2018 a été caractérisée par le renouvellement de pondération Dollar/Euro dans le portefeuille dirham, augmentant celle de Dollar, en le portant à 40% et en réduisant d'autant celle de l'Euro, en le portant à 60%.

Rabhi Ayoub (2020), a estimé le TCER et son niveau de mésalignement en adoptant l'approche du Taux de Change Réel Naturel (NATREX) s'étalant sur la période (1987-2016). Pour ce faire, l'étude s'est servie du modèle ARDL de cointégration dans le but d'évaluer l'impact des déterminants servant à estimer le TCER et d'analyser par la suite l'importance du taux de change dans la compétitivité de l'économie marocaine. Les variables macroéconomiques retenues dans l'étude sont : TCER, les dépenses publiques, la productivité, l'épargne et les termes de l'échange. De ce fait, les résultats ont permis de montrer que la hausse de l'indice des termes de l'échange qui est un indicateur de compétitivité économique peut se reproduire sur l'appréciation du taux de change et par conséquent contraindre les exportations marocaines. L'analyse poursuite a démontré aussi la possibilité d'un effet retardé pratiqué par le mésalignement du taux de change sur l'évolution de la balance commerciale marocaine ; l'auteur a décelé également un problème de compétitivité lié à la structure de l'économie marocaine dépourvue d'un effet Balassa-Samuelson. Cependant, l'impact des dépenses publiques sur le taux de change vers la dépréciation avance aussi un problème de la nature de ces dépenses qui sont plus orientées vers les biens échangeables contribuant à cet égard à la hausse des importations et par conséquent à la détérioration de la balance commerciale.

3. Hypothèses

En effet, le mésalignement du TCER dépend des spécificités économiques de chaque pays, cela veut dire qu'il n'y a pas une norme fixe et générale mais pour chaque économie, la trajectoire du TCER dépend de son niveau de développement, de sa conduite en matière de politique économique et de sa position sur le marché international.

D'après ce qui précède et pour bâtir une construction abstraite de notre travail afin de tirer des renseignements fiables sur notre problématique de recherche, nous proposons de formuler les hypothèses suivantes :

H1 : il existe une relation positive entre les fondamentaux macroéconomiques et la stabilité de la valeur du dirham marocain

H2 : il existe une relation d'équilibre à long terme entre le TCER et les fondamentaux macroéconomiques

4. Méthodologie de recherche

Le but de cette analyse empirique est d'utiliser les développements récents de l'économétrie des séries chronologiques non stationnaires pour examiner les principaux déterminants du TCER pour le cas du Maroc. Il s'agit d'une étude économétrique sur la mesure du TCER pour définir le degré de désalignement du TCER marocain et donc, de déduire les phases de déviation du dirham par rapport à l'évolution des fondamentaux macroéconomiques. Cette approche consiste à conserver un ensemble de variables économiques fondamentales pouvant influencer le TCER, puis à rechercher des relations de cointégration entre le TCER et ces fondamentaux afin de déterminer son niveau d'équilibre.

Dans cet article, nous avons privilégié l'approche BEER ou encore « modèle de taux de change comportemental d'équilibre ». Cette approche a pour objet d'expliquer empiriquement l'évolution de long terme de taux de change d'équilibre. Le modèle consiste à retenir un ensemble de variables fondamentales et financières pouvant influencer le taux de change à court et long terme et agissant sur l'équilibre interne et externe. Selon Yehoue et Dufrénot (2005), le modèle BEER nous permet d'expliquer non seulement la trajectoire de long terme du taux de change, mais aussi les mouvements cycliques de plus court terme. Le BEER constitue la référence la moins normative car il repose sur l'évolution observée (et non souhaitée) du taux de change et de ses déterminants sur une longue période. La mise en place de telles relations fait donc appel à la théorie de la cointégration ainsi qu'à l'estimation des modèles Autorégressifs (VAR). En plus, cette approche a l'avantage d'être facilement adaptable aux économies en développement, comme celle du Maroc.

Toutefois, le modèle sélectionné fait partie des modèles VAR. Il reste le plus approprié permettant de préciser la dynamique du taux de change. Il s'agit d'un modèle qui fournit une relation de forme réduite entre le taux de change et ses fondamentaux. Le recours aux techniques de cointégration nous permet également de vérifier l'existence ou non d'une relation d'équilibre à long terme entre le TCER et les fondamentaux macroéconomiques afin de comparer les valeurs d'équilibre du TCER avec celles observées. La différence entre ces deux valeurs représente le mésalignement.

4.1 Définition du modèle VAR(p)

Un modèle VAR de dimension (k) et d'ordre (p), noté VAR $k(p)$, est un modèle économétrique dont chacune des k variables est régressée sur toutes les variables du modèle avec un retard d'ordre (p). La particularité de ce modèle réside dans le fait qu'il prenne en considération les valeurs passées et présente des régresseurs pour expliquer la dynamique à court et long termes de la variable endogène.

4.1.1 Le modèle VAR stationnaire

En pratique, on parle souvent de la propriété de stationnarité (au sens large) au lieu de la stabilité qui est une hypothèse forte. Selon Lutkepohl (1991), si un modèle VAR est stable alors il est stationnaire. Toutefois, la non stabilité n'implique pas nécessairement la non stationnarité de ce modèle.

Un modèle VAR est dit stationnaire si et seulement si ses moments d'ordre un et deux sont invariants par rapport au temps.

4.1.2 Analyse des caractéristiques stochastiques des variables retenues : stationnarité, retard optimal, causalité et cointégration

Le test ADF développé par Dickey et Fuller (1979) est le test le plus largement utilisé pour pré-tester les caractéristiques stochastiques de toutes les données afin de détecter l'existence ou non de racines unitaires dans les variables qui entrent dans notre estimation. Cependant, un grand nombre d'études ont

montré que le test ADF a une puissance forte en matière de tester l'hypothèse alternative de la stationnarité contre l'hypothèse nulle de la non stationnarité.

Nous allons appliquer le test ADF tout en retenant un nombre de retard élevé et en s'appuyant sur le critère d'information Bayésien Schwartz (SIC), le critère d'Akaik (AIC) et le critère Hannan-Quinn (HQ).

D'un point de vue méthodologique, nous supposons tout d'abord que la série contient une tendance et une constante puis nous appliquerons le test en question. Nous comparerons les valeurs calculées aux celles critiques au niveau de 1%, 5% et 10%. Une technique de détrender les variables qui contiennent la tendance sera adoptée via l'utilisation de la méthode de Moindre Carrée Ordinaire (MCO). Nous répéterons le test jusqu'à ce que la variable devienne stationnaire.

Concernant les critères d'information déterminant le retard optimal pour le modèle choisi, ils sont obtenus par la combinaison entre la valeur de log –vraisemblance, le nombre d'observation et le nombre des paramètres.

Table 1. Formules mathématiques des critères d'information déterminant le retard optimal

Critères	Formules mathématiques
AIC	$\log \hat{\phi} + \frac{2}{T}k^2p$
SIC	$\log \hat{\phi} + \frac{\log(T)}{T}k^2p$
HQ	$\log \hat{\phi} + \frac{2\log(T)}{T}k^2p$

Où : $\hat{\phi}$ correspond à la matrice des variance-covariance des résidus estimés ; T est le nombre d'observation, k est le nombre de variables du modèle et p représente le décalage du modèle estimé.

Quant au test ADF, les trois modèles de régression testés sont:

- Modèle sans constante et sans tendance: $\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + v_t$
- Modèle avec constante et sans tendance: $\Delta y_t = \alpha + \gamma y_{t-1} + v_t$
- Modèle avec constante et avec tendance: $\Delta y_t = \alpha + \gamma y_{t-1} + \lambda t + v_t$

En ajoutant l'opérateur de retard sur les modèles précédents, ils deviennent de la forme suivante :

- Modèle sans constante et sans tendance : $\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{s=1}^m a_s y_{t-s} + v_t$
- Modèle avec constante et sans tendance : $\Delta y_t = \alpha + \gamma y_{t-1} + \sum_{s=1}^m a_s y_{t-s} + v_t$
- Modèle avec constante et avec tendance: $\Delta y_t = \alpha + \gamma y_{t-1} + \lambda_t + \sum_{s=1}^m a_s y_{t-s} + v_t$

S'agissant de l'examen de la causalité entre les variables, Toda et Yamamoto (1995) ont proposé un outil efficace pour tester cette propriété. Pour ces auteurs, il est nécessaire dans un premier temps d'estimer un VAR en niveau corrigé selon la démarche suivante :

- Déterminer l'ordre d'intégration optimal des séries en recourant au test de stationnarité ADF
- Déterminer le décalage optimal du VAR en niveau en se basant sur les outputs des critères d'information (AIC, SIC et HQ)
- Estimer un VAR en niveau augmenté d'ordre «p »

Techniquement parlant, la causalité entre deux séries « y_{1t} » et « y_{2t} » au sens de Toda et Yamamoto, est estimée comme suit :

$$\begin{aligned}
 yy_{1tt} &= aa_0 + \sum_{ii=1}^{kk} aa_{1ii}y_{1t-i} + \sum_{jj=kk+1}^{kk+d_{max}d_{max}} aa_{2jj}yy_{1tt-jj} + \sum_{ij=1}^{kkd_{max}} aa_{1ij}y_{2t-i} \\
 &\quad + u_t + \sum_{jj=kk+1}^{kk+d_{max}d_{max}} aa_{2jj}yy_{2tt-jj} + \mu_{1t} \\
 yy_{2tt} &= ba_0 + \sum_{ii=1}^{kk} aa_{1ii}y_{2t-i} + \sum_{jj=kk+1}^{kk+d_{max}d_{max}} ab_{2jj}yy_{2tt-jj} + \sum_{ij=1}^{kkd_{max}} a\beta_{1ij}y_{1t-i} \\
 &\quad + u_t + \sum_{jj=kk+1}^{kk+d_{max}d_{max}} a\beta_{2jj}yy_{1tt-jj} + \mu_{1t}
 \end{aligned}$$

Au sens de Toda et Yamamoto, les hypothèses de test sont (le test est basé sur la statistique W de Wald qui est distribuée suivant un test de Khi-deux à n degré de liberté :

$$\begin{aligned}
 HH_0 &= \alpha_{1ii} = 0: \text{«}yy_{2tt}\text{» ne cause pas «}yy_{1tt}\text{»} \\
 HH_0 &= \beta_{1ii} = 0: \text{«}yy_{1tt}\text{» ne cause pas «}yy_{2tt}\text{»}
 \end{aligned}$$

Concernant l'analyse de la relation à long entre les variables, l'approche retenue doit s'inspirer du test aux bornes ou test de cointégration de Pesaran et al. (2001) tout en s'appuyant sur la formulation suivante :

$$\Delta y_t y_t = \alpha \varphi y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta y_{t-1} + u_t$$

Avec Δy_t correspond au vecteur de variables stationnaires ; δ est la matrice des paramètres associés à la relation de court terme (dynamique à court terme); φ représente la matrice des coefficients associés aux relations long terme (dynamique à long terme). Ces deux matrices sont identiques en termes de la dimension (nombre de lignes égal le nombre de colonnes).

Par conséquent, le modèle de base qui sert à tester la cointégration entre y_t et x_t selon Pesaran et al. (2001) est la spécification ARDL cointégrée (autorégressif à retard échelonné):

$$\Delta y_t y_t = \pi_0 + \pi_1 + \sum_{i=1}^p a_i \Delta y_{t-i} \alpha + \sum_{j=0}^{q-1} b_j \Delta x_{t-j} + \theta u_{t-1} + e_t$$

Où θ est le terme de correction d'erreur qui mesure la force de rappel (vitesse d'ajustement vers le point d'équilibre). Méthodologiquement parlant, il existe deux étapes à suivre pour tester la cointégration selon le principe de Pesaran telles que : (i) l'identification du décalage optimal tout en se basant sur les critères d'information et (ii) le recourt au test de Fisher pour vérifier la vérification de l'hypothèse nulle de l'existence d'une relation de cointégration. En effet, il existe une relation de

cointégration à long terme avec un coefficient d'ajustement négatif et significatif si et seulement si la valeur calculée du test de Fisher est supérieure à la valeur de borne supérieure.

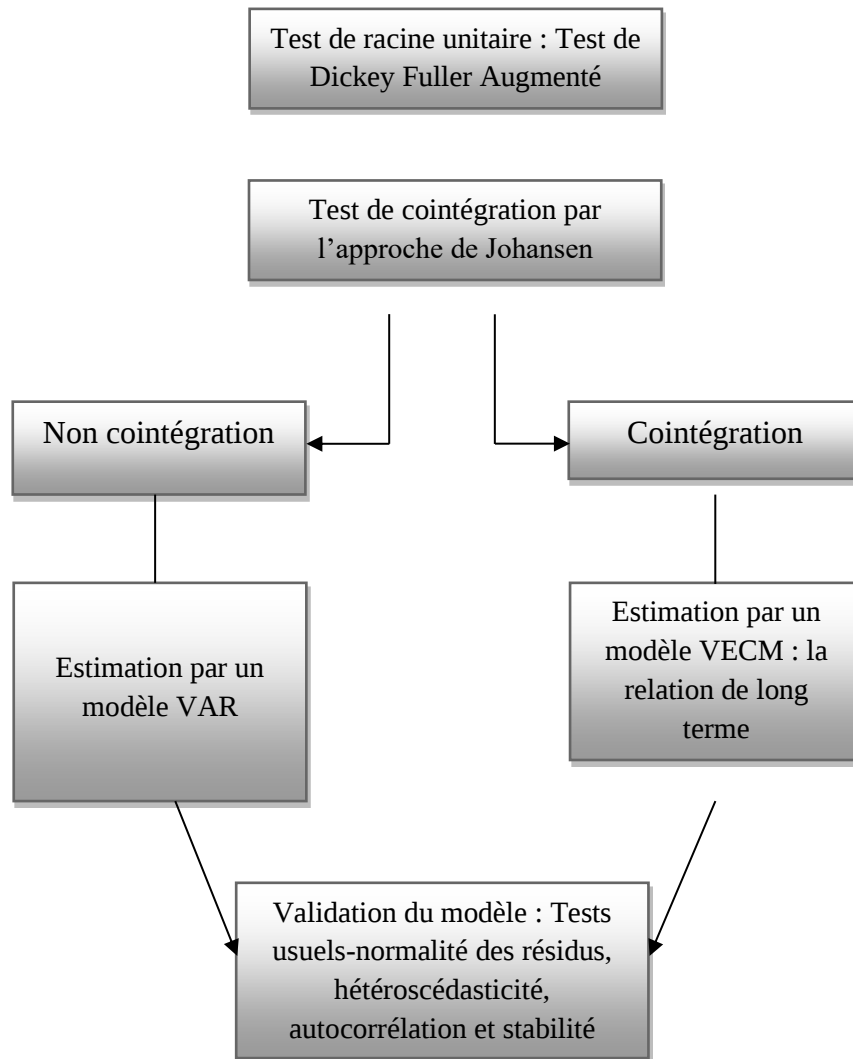


Figure 1. Synthèse de la démarche économétrique

4.1.3 Diagnostiquer les résultats

Des tests robustes seront appliqués pour tester le degré de fiabilité des estimations obtenues. En effet, nous allons procéder à des tests statistiques plus performant et plus populaires en vue de diagnostiquer notamment (i) la normalité des résidus via l'utilisation du test de Jarque-Bera, (ii) l'autocorrélation des résidus tout en se basant sur le test du Multiplicateur de Lagrange (LM) et (iii) l'homoscédastiques des résidus tout en recourant au test de white.

✓ Test de Jarque-Bera

Le test de Jarque-Bera est un test d'hypothèse conçu pour déterminer si les données étudiées suivent un processus normal. Il s'agit d'un test qui cherche à tester l'hypothèse nulle H_0 (les données suivent une loi normale) contre l'hypothèse alternative H_1 (les données ne suivent pas une loi normale).

La statique du test est calculée par la formule suivante :

$$JB = \frac{n - k}{6} \left(S^2 + \frac{(K - 3)^2}{4} \right)$$

Où : n = Nombre d'observations ; k = Nombre de variables explicatives ; S = coefficient d'asymétrie : Moment d'ordre 3 d'une variable centrée-réduite ; K = Kurtosis : Moment d'ordre 4 d'une variable centrée-réduite.

Les moments d'ordres « 3 » et « 4 » sont calculés respectivement via les formules suivantes :

$$S = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{X_i - \bar{X}}{S} \right)^3 \quad \text{et} \quad K = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{X_i - \bar{X}}{S} \right)^4$$

Avec $\bar{X}$ et S sont respectivement l moyenne arithmétique et l'écart-type empirique de la variable étudiée.

La distribution de probabilité de la statistique du test JB est la loi du Khi-deux « χ^2 » à 2 degrés de liberté. En termes de règle de décision, une loi normale a un coefficient d'asymétrie = 0 et une kurtosis = 3 est acceptée si et seulement si la valeur critique calculée est inférieure à la valeur tabulée lue dans la loi de Khi-deux(ou bien si la valeur de p-value est supérieure au seuil critique 5%).

✓ **Test du Multiplicateur de Lagrange (LM)**

Le deuxième test qui sera utilisé est le test LM basé sur la fonction log-vraisemblance. Le but est de vérifier l'une des principales hypothèses relatives au terme d'erreur afin de valider le pouvoir prédictif du modèle, telle que l'absence d'autocorrélation entre les résidus. Il s'agit de vérifier l'absence ou non d'une corrélation significative entre la chronique des résidus et cette même chronique décalée d'un ou plusieurs périodes.

La statistique du test LM est calculé par une forme réduite telle que :

$$LM = n * R^2$$

Avec n est le nombre d'observations et le R^2 correspond au coefficient de détermination issu de l'estimation du model retenu. Cette statistique suit une loi de Khi-deux avec v son degré de liberté.

L'hypothèse nulle du test LM de l'absence d'autocorrélation des erreurs est acceptée si et seulement si la quantité $n * R^2$ est supérieure à la valeur tabulée lue dans la table de la loi de Khi-deux au seuil de 5% avec un degré de liberté v.

✓ **Test de white**

Le troisième test que l'on va procéder est celui de white en vue de détecter l'absence de l'hétéroscédasticité des résidus. Il s'agit d'un test qui cherche à vérifier si la variance des erreurs ne soit pas la même pour toutes les observations. En effet, l'existence du problème de l'hétéroscédasticité remet en cause la qualité d'ajustement du modèle en revue, et donc l'inefficacité de l'emploi de la méthode d'estimation MCO.

Le test de white compare l'hypothèse nulle de l'absence du risque relatif à l'hétéroscédasticité (c'est-à-dire l'homoscédasticité des erreurs) contre l'hypothèse alternative.

La règle de décision du test de white est basée sur la statistique LM qui est distribué comme loi de Khi-deux avec un degré de liberté $v=2k$ dont k est le nombre de régresseurs, hormis le terme constant. On rejette l'hypothèse nulle si la statistique LM est supérieure à la valeur tabulée lue dans la table de loi de probabilité de Khi-deux au seuil de 5%.

4.2 Base de données et variables retenues

Dans notre étude, le choix des variables a été fait tout en prenant en compte les considérations suivantes :

- Les caractéristiques des économies en voie de développement dont le Maroc fait partie ;
- La non disponibilité de toutes les informations pour toutes variables suggérées par la théorie ;
- Les variables explicatives doivent être logiquement en correspondance avec le type de régime de change en vigueur au Maroc.

La détermination de la dynamique de court et de long terme du TCER nécessite donc un choix de variables macroéconomiques appropriées parfois aux différents modèles empiriques. En suivant l'intuition de Clark et Macdonald (1997), aussi la synthèse des travaux empiriques dans les pays en développement, tout en tenant compte de la spécificité de l'économie nationale, nous ont poussé à choisir les fondamentaux standards censés d'avoir un impact sur le TCER.

Pour l'estimation des déterminants du TCER du Dirham marocain, nous avons choisi les variables suivantes (table 2) :

Table 2. Synthèse des variables fondamentales retenues et sources de données

Symbole de la variable utilisée dans les estimations	Signification de la variable	Sources des données
TCER	Taux de Change Effectif Réel	Direction du Trésor et des Finances Extérieures (DTFE), Haut-Commissariat au Plan (HCP).
DEF_PIB	Déficit Budgétaire	MEFRA
TERECH	Termes de l'Echange	MEFRA, Office des Changes
TOUV	Degré d'Ouverture	MEFRA, Office des Changes
ANE_PIB	Avoirs Extérieurs Nets	Bank Al Maghreb (BAM)
PIBR	Produit Intérieur Brut Réel	MEFRA
IDE_PIB	Investissements Directs Etrangers	Office des Changes
PBE	Prix du Pétrole	Bloomberg
IPC	Indice des Prix à la Consommation	Haut-Commissariat au Plan (HCP)
DEMANDE_ETRANGERE	Demande Etrangère	L'Organisation de Coopération et de Développement Economiques (OCDE)
CC	Compte Courant de la balance des paiements	Direction du Trésor et des Finances Extérieures (DTFE)

5. Résultats de l'estimation du modèle

5.1 Stationnarité des variables

L'une des principales hypothèses à vérifier avant de recourir à l'utilisation de modèles dynamiques faisant partie de l'approche VAR est celle relative à la stationnarité des caractéristiques stochastiques des données sélectionnées. Dans ce contexte, nous appliquerons un test de stationnarité standard sur les séries sélectionnées sur la période 1980-2019 (c'est-à-dire sur un échantillon de plus de 40 observations). En effet, la procédure ainsi retenue sera le test classique de Dickey et Fuller dans sa version augmentée (1979) [ADF].

En effet, l'application du test de stationnarité ADF sur toutes les séries considérées conduit aux résultats regroupés dans la table suivante (table 3).

Table 3. Résultats du Test Augmented Dickey Fuller, 1980-2019

Variables	Niveau	Valeur critique	1 ^{re} différence	Conclusion	Ordre**
TCER	t-Statistique	-3,88	-3,52	Stationnaire	I(0)
	P-value*	0,022	0,05		
CC	t- Statistique	-2,23	-1,94	Stationnaire	I(0)
	P-value	0,026	0,05		
IDE/PIB	t- Statistique	-2,21	-3,53	Stationnaire	I(1)
	P-value	0,466	0,05		
PBE	t- Statistique	-1,076	-3,627	Stationnaire	I(1)
	P-value	0,715	0,05		
DEF_PIB	t- Statistique	-2,208	-3,52	Stationnaire	I(1)
	P-value	0,471	0,05		
DEMANDE_ ETRANGERE	t- Statistique	-4,73	-3,621	Stationnaire	I(0)
	P-value	0,002	0,05		
PIBR	t- Statistique	-10,18	-3,52	Stationnaire	I(0)
	P-value	0,000	0,05		
IPC	t- Statistique	-4,56	-2,93	Stationnaire	I(0)
	P-value	0,007	0,05		
TOUV	t- Statistique	-4,38	-3,521	Stationnaire	I(0)
	P-value	0,0064	0,05		
TERECH	t- Statistique	-4,007	-3,52	Stationnaire	I(0)
	P-value	0,0166	0,05		
ANE/PIB	t- Statistique	-1,496	-3,52	Stationnaire	I(1)
	P-value	0,8136	0,05		

Les résultats du test ADF sont donnés dans le tableau ci-dessus et sont mitigés. Tous les résultats finaux convergent vers la même conclusion et démontrent que toutes les variables retenues sont stationnaires. Plus précisément, il ressort des résultats obtenus du test de stationnarité des différentes séries introduites dans le modèle élaboré, comme le montre le tableau précédent, que les séries étudiées ont un ordre d'intégration différent, variant entre $I(0)$ et $I(1)$. Étant donné que notre variable endogène, le TCER, soit stationnaire au niveau, compte tenu que les ordres d'intégration soient mitigés variant entre 0 et 1, le modèle approprié pour modéliser le TCER n'est pas ARDL (Autorégressif à retard échelonné ; Pesaran 2001) mais plutôt le modèle VAR standard.

5.2 Nombre de retards optimal de la représentation VAR

Avant de passer à la modélisation des relations à court terme et à long terme, il est jugé opportun d'abord, de déterminer le nombre optimal de retards en examinant la structure du décalage dans un VAR sans restriction spécifié à l'origine avec deux décalages, en utilisant une combinaison de critères de sélection de l'ordre de décalage VAR tels que les critères d'information standard Akaike (AIC), Schwartz (SC) et Hannan-Quinn (HQ) et un examen des racines du polynôme caractéristique pour vérifier si le VAR est stable.

La table 4 présente les preuves basées sur les critères de sélection de l'ordre de décalage VAR, tandis que la figure 2 présente les racines inverses du polynôme caractéristique AR associé aux différents ordres de décalage spécifiés par les critères de sélection.

Table 4. Retard optimal selon les critères d'information de Fisher

VAR Lag Order Selection Criteria						
Endogenous variables: ANE_PIB CC DEF_PIB DEMANDE_ETRANGERE IDE_PIB LIPC LTCER LTERECH PBE TOUV_DETREND TERECH PIBR						
Sample: 1980 2019						
Included observations: 38						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	567.3026	NA	3.29e-28	-29.22645	-28.70932	-29.04246
1	944.1080	495.796	2.22e-33	-41.47937	-34.75665	-39.08748
2	1305.980	247.59*	3.83e-3*	-52.946*	-40.018*	-48.346*
* indicates lag order selected by the criterion; LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level); FPE: Final prediction error; AIC: Akaike information criterion; SC: Schwarz information criterion; HQ: Hannan-Quinn information criterion						

Le calcul des critères d'information LR, FPE, AIC, SC et HQ pour des retards allant de 1 à 2 (retard maximum théoriquement recommandé dans le cas de données de taille réduite) montre que la majorité des critères indiquent que le nombre de retards à retenir est $p = 2$.

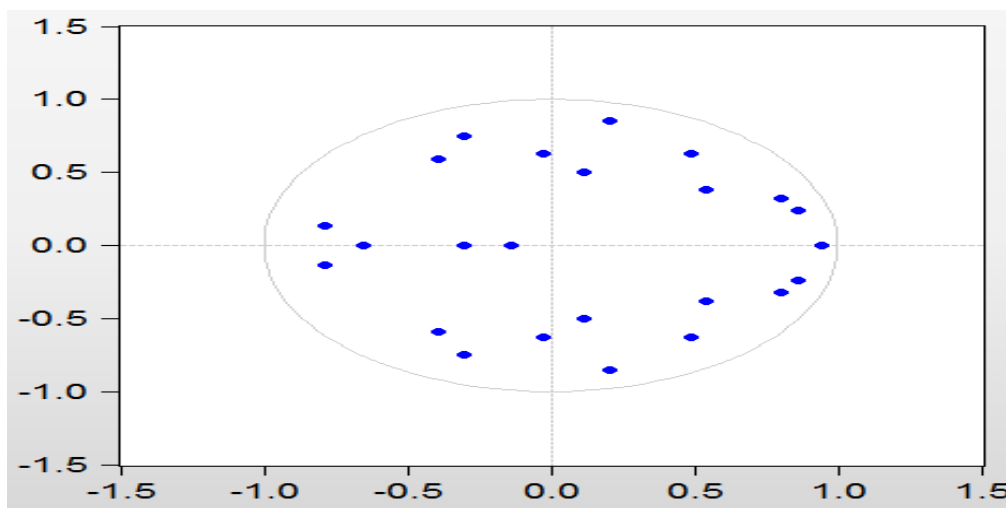


Figure 2. Résultats du test « Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial »

Comme le montre la figure 2, les résultats du test «Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial » suggèrent que toutes les racines se trouvent à l'intérieur du cercle unitaire, ce qui indique que le VAR est stable avec un retard $p=2$.

5.3 Relations de long terme entre le TCER et les fondamentaux macroéconomiques

Pour estimer la relation à long terme entre le TCER et les fondamentaux macroéconomiques, dans un premier temps, nous allons estimer l'existence d'une relation causalité tout en suivant le test de causalité de long terme (« non causalité au sens de Granger ») de Toda et Yamamoto⁴ (1995). Ensuite, nous allons estimer un test de Pesaran (2001) pour mettre en évidence la présence de relations de cointégration.

5.3.1 Test de causalité

Du point de vue théorique, lorsque les variables étudiées sont intégrées à des ordres différents, le test de causalité de Granger devient inefficace et le test de causalité au sens de Toda-Yamamoto (1995)⁵ devient plus approprié pour analyser le sens de causalité.

Sur la base des résultats du test de Toda-Yamamoto, nous constatons que l'hypothèse nulle d'absence de causalité est rejetée. Ces résultats, présentés dans la table 5, montrent donc que les valeurs actuelles des variables explicatives contribuent significativement à expliquer le comportement du TCER sur le long terme. Force est de dire qu'il existe une relation de causalité à long terme entre les fondamentaux macroéconomiques et le TCER.

Si nous considérons variable par variable, les résultats du test Toda-Yamamoto suggèrent également que la tendance du TCER à long terme s'explique en grande partie par les comportements à court

⁴ Toda, H.Y. et Yamamoto, T. (1995), « Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes », in *Journal of Econometrics*, Vol. 66, pp. 225-250.

⁵ Test de causalité au sens de Toda-Yamamoto (1995) qui est basé sur la statistique « W » de Wald, celle-ci est distribuée suivant un khi-deux. L'hypothèse nulle stipule l'absence de causalité entre variables (probabilité > 5%).

terme de différents fondamentaux liés aux équilibres interne et externe tels que les avoirs en devises, le solde du compte courant, la demande étrangère, les IDE, la politique d'ouverture et la productivité.

Table 5. Résultats du Test de Causalité de Toda-Yamamoto (1980-2019)

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests			
Sample: 1980 2019			
Included observations: 38			
Dependent variable: TCER			
Excluded	Chi-sq*	df	Prob.(.)
ANE_PIB	6.229222	2	0.0444**
CC	10.72051	2	0.0047**
DEF_PIB	1.529102	2	0.4655
DEMANDE_ETRANGER E	10.23982	2	0.0060**
IDE_PIB	6.091269	2	0.0476**
IPC	1.348875	2	0.5094
TERECH	3.996171	2	0.1356
PBE	0.689438	2	0.7084
TOUV	10.63542	2	0.0049**
TERECH	3.819515	2	0.1481
PIBR	12.34821	2	0.0021**
All	51.02635	22	0.0004*

5.3.2 Test de cointégration des séries statistiques

L'analyse de la cointégration entre le TCR du dirham et les variables explicatives est d'une grande importance. Cette approche vérifie l'existence d'une dynamique à long terme dans l'équation du taux de change. L'objectif attendu de ce test est d'examiner la relation entre le TCER et ses déterminants et d'évaluer le rang de l'espace de cointégration formé par ces variables.

Pour tester l'existence de la cointégration entre séries, la littérature économétrique fournit plusieurs tests ou approches dont le test de cointégration de Pesaran (2001) qui a servi d'instrument d'analyse dans la mesure où on ne dispose que d'un panier de variables ayant un ordre d'intégration différent, mais nous ne pouvons pas estimer les relations à court et long termes via l'utilisation du modèle ARDL du fait que la variable dépendante (TCER) est stationnaire au niveau.

En effet, le test des bornes est basé sur l'hypothèse que les variables doivent être intégrées d'ordre 1 $I(1)$ ou d'ordre 0 $I(0)$ ainsi qu'aucune des variables n'est intégrée par l'ordre 2 $I(2)$. Si l'une des variables est $I(2)$, la valeur de la statistique F fournie par Pesaran et al (2001) ne peut pas être interprétée.

En ce qui concerne le panier de nos variables, les résultats du test d'ADF augmenté montrent que l'ordre d'intégration varie entre 0 et 1, mais aucune des variables sélectionnées n'est $I(2)$, ce qui constitue le cadre idéal pour l'utilisation du test de Pesaran (Test des bornes).

Cependant, le test (Pesaran, 2001) s'exprime comme suit : on accepte l'hypothèse de l'existence d'une relation de cointégration (H_0) si le Fisher calculé est supérieur à la valeur critique de la borne supérieure $I(1)$. Les résultats du test de cointégration aux bornes sont présentés ci-dessous :

Table 6. Résultats du Test de Johansen

Test De Bounds De Pesaran (2001)				
Sample: 1982 2019				
Included observations: 38				
Null Hypothesis: No long-run relationships exist				
Test Statistic	Value	k		
F-statistic	7.429181	10		
Critical Value Bounds				
Significance	I0 Bound*	I1 Bound**	Conclusion	
10%	1.76	2.77		
5%	1.98	3.04		
2.5%	2.18	3.28		
1%	2.41	3.61		

Les résultats du test de cointégration aux bornes confirment l'existence d'une relation de cointégration entre le taux d change et les fondamentaux macroéconomiques, ce qui donne la possibilité d'estimer les effets de long terme des variables explicatives sur le TCER et don de calculer son niveau d'équilibre à long terme.

5.4 Validation du modèle retenu

Juger la qualité d'ajustement du modèle prédictif est une étape déterminante pour donner une idée sur son pouvoir prédictif et sur la crédibilité des estimations. En effet, il existe plusieurs tests d'hypothèses et critères dédiés spécialement à diagnostiquer la qualité d'ajustement du modèle économétrique retenu dans l'étude. Parmi ceux-ci :

5.4.1 Test de Jarque-Bera pour la normalité des erreurs

Table 7. Résultats du test de Jarque-Bera

Component	Jarque-Bera	df	Prob.	Conclusion
1	1.453627	2	0.4834	On accepte l'hypothèse nulle de la normalité des erreurs
2	1.397233	2	0.4973	
Joint	2.850860	4	0.5831	

Le tableau ci-dessus ressort que l'hypothèse de la normalité des erreurs est validée dans notre modèle du fait que la p-value du test de Jarque-Bera est supérieure à 5%. En effet, la validité de l'hypothèse de normalité des erreurs impliquant que les données traitées doivent provenir de sources fiables et que la taille de l'échantillon doit également être représentative.

5.4.2 Absence d'autocorrélation des erreurs

L'une des hypothèses principales pour valider le modèle retenu est celle relative à l'autocorrélation des erreurs. Dans ce cadre, nous allons tester l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation des résidus, tout en se basant sur le test du LM. La table 8 présente les coefficients d'autocorrélation obtenus à partir de l'application du test de LM.

Table 8. Résultats du test de LM

Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h		
Sample: 1980 2019		
Included observations: 38		
Lags	LM-Stat	Prob
1	3.725128	0.4445
2	7.344121	0.1188
3	0.588319	0.9644
4	1.073852	0.8984
5	2.672755	0.6140
6	2.888024	0.5767
7	4.216421	0.3775
8	1.053432	0.9016
9	2.019676	0.7321

Pour chacune des équations, les tests du LM montrent que l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation n'est pas rejetée.

5.4.3 L'homoscédastiques (l'absence de l'hétéroscédasticité) des erreurs

Sur le plan méthodologique, la vérification empirique nous fait croire que la version à variance équivalente (homoscédastique) est nécessaire pour vérifier que les coefficients estimés ne sont pas biaisés. Dans ce cadre, plusieurs tests ont été mis au point, avec pour hypothèse nulle que les résidus sont homoscédastiques.

Dans notre modèle, le test d'hypothèse proposé pour tester l'hypothèse nulle est: celui de white.

Table 9. Résultats du test de White

VAR Residual Heteroskedasticity Tests:		
Sample: 1980 2019		
Included observations: 38		
Joint test:		
Chi-sq	df	Prob.
99.27804	90	0.2362

Les résultats montrent que la p-value du test de white est supérieure au seuil de signification statistique (5%), permettant donc le rejet de l'Hétéroscédasticité des erreurs.

Cependant, la qualité d'ajustement du modèle telle que mesurée par le coefficient de détermination (R^2 ajusté) est assez élevée, elle est de l'ordre 89% (voir annexe). Ce qui montre que le modèle VAR ($p=2$) estimé a un pouvoir prédictif fort et il explique une grande partie de la dynamique du TCER tout en prenant en compte les principaux fondamentaux macroéconomiques.

Globalement, notre modèle appliqué est bon sur le plan statistique, comme le montrent les valeurs obtenues des R^2 et R^2 ajusté qui sont toutes proches de 1. Concernant les tests de diagnostic qui sont reportés dans les tableaux 4, 5 et 6, on constate que le modèle réussit le test d'hétéroscédasticité, le test de normalité des résidus et le test d'autocorrélation des erreurs.

Afin d'évaluer la qualité des prévisions de l'équation du TCR, nous avons effectué une simulation dynamique à l'aide de paramètres estimés sur l'ensemble de données. La figure ci-dessous montre que le modèle retenu capte très bien les mouvements du TCER.

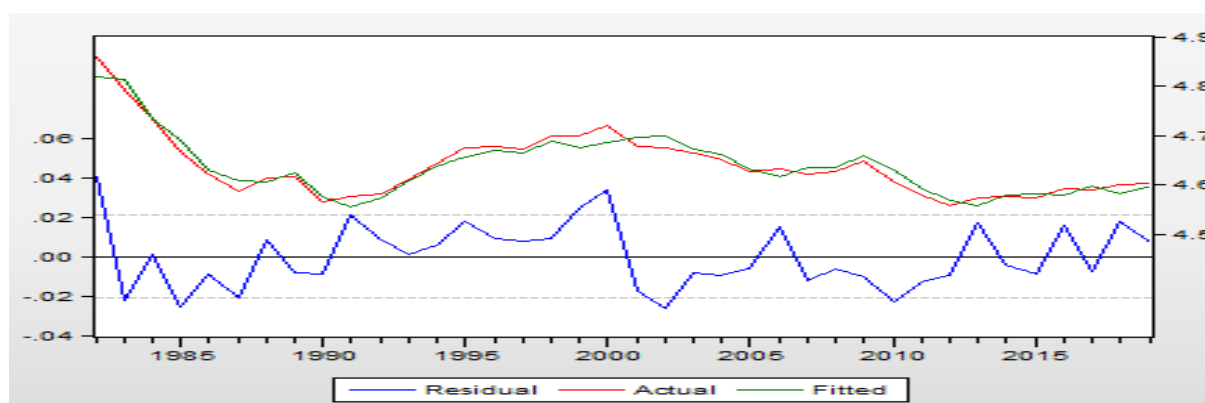


Figure 3. Simulation dynamique et qualité de prévision de l'estimation MCO

5.5 Résultats du modèle VAR ($p=2$) estimé

Table 10. Dynamique de court terme du TCER

Vector Autoregression Estimates																
	C	LTCER(-1)	LTCER(-2)	CC(-1)	CC(-2)	DEF_PIB	DEMANDE_ETRANGERE	DIDE	DPBE	LIPC	PIBR	LTRECH	TERECH	TOUV_DETREND	DAEN	DDEF
Coefficients estimés	5.331004	1,34	-0,45	0,30	-0,16	-0,07	-0,54	-0,30	0,00	0,00	0,12	-1,39	0,02	-0,07	-0,27	0,18
Erreur standar	(2.43552)	-0,23	-0,23	-0,17	-0,15	-0,30	-0,33	-0,22	0,00	-0,02	-0,10	-0,72	-0,01	-0,20	-0,17	-0,31
T-statistique	[2.18886]	[5,79294]	[-1,97923]	[1,80031]	[-1,08339]	[-0,22418]	[-1,63135]	[-1,39974]	[-0,82168]	[-0,13424]	[1,12276]	[-1,94427]	[1,94201]	[-0,34792]	[-1,62380]	[0,57576]
R-squared	Adj. R-squared	Sum sq. resids	S.E. equation	F-statistic	Log likelihood											
	0,935	0,890	0,010	0,021	21,028	102,908										

D'un point de vue économique, on constate qu'à court terme, une appréciation du TCER s'explique principalement par l'augmentation de certaines variables liées aux enjeux externes et internes, notamment le taux de croissance réel, les termes de l'échange et le compte courant de la balance des paiements. En revanche, les effets instantanés d'une augmentation de la demande extérieure, des IDE,

du taux d'ouverture et du déficit budgétaire du taux d'épargne (contexte intérieur) restent positifs et pourraient conduire à une dépréciation du TCR. Dans la même veine, on observe que les valeurs passées, en particulier du TCR et du compte courant, contribuent significativement à l'explication de la volatilité du taux de change, ce qui indique que le temps est un facteur à prendre en compte comme variable d'ajustement.

5.6 Résultats d'estimation de long terme

- Equation du modèle à long terme

$$TCER = 1.34*LTCE(-1) - 0.448*LTCE(-2) + 0.303*CC(-1) - 0.167*CC(-2) + 5.33 - 0.066*DEF_PIB - 0.539*DEMANDE_ETRANGERE - 0.303*DIDE - 0.0002*DPBE - 0.002*LPC + 0.115*PIBR - 1.391*LTRECH + 0.015*TERECH - 0.069*TOUV_DETREND - 0.269*DAEN + 0.18*DDEF$$

L'équation ci-dessus nous fournit des réponses du TCER à long terme en fonction de l'état de santé des contextes interne et externe. Par ailleurs, par rapport aux résultats à court terme, les signes d'élasticité restent relativement identiques à ceux enregistrés sur le long terme.

En effet, une hausse de 10% notamment du déficit budgétaire, du PIBR et des termes de l'échange pourrait entraîner une appréciation du TCR de 1,8%, 1,15%, 0,15% respectivement. Par contre, la hausse des prix du pétrole, la réduction du déficit du compte courant de la balance des paiements, l'attractivité des IDE, l'accélération du rythme de la demande étrangère et la politique d'ouverture, constituant des facteurs déterminants pour justifier la dépréciation du TCR à long terme de manière à ce que la demande étrangère, les réserves en devises et les IDE aient un impact plus élevé sur le TCER.

5.7 Estimation du désalignement du taux de change

Avant de procéder à l'estimation du niveau de déviation du taux de change par rapport à son niveau d'équilibre, il faut rappeler que le mésalignement du dirham est considéré comme une variable proxy pour mesurer le risque de change.

En effet, l'estimation du TCER du dirham est obtenue par le remplacement des variables fondamentales explicatives dans le modèle par leurs valeurs d'équilibre de long terme ou valeurs soutenables.

Toutefois, cette procédure semble assez délicate en raison de la difficulté de définir d'une manière formelle les valeurs soutenables des variables fondamentales. A cet égard, la méthode retenue est la technique du filtre HP "Hodrick-Prescott (HP) filter".

Pour que l'analyse soit précise, nous avons fait une évaluation complète du taux de change, année par année, et nous avons calculé son niveau du mésalignement par rapport au niveau d'équilibre à partir de l'expression suivante :

$$MES_t = \left[\frac{TCER_t}{TCER_t} - 1 \right] \times 100$$

Où, TCER tient pour le taux de change effectif réel, TCERE pour le TCRE et (t) est l'indice temps.

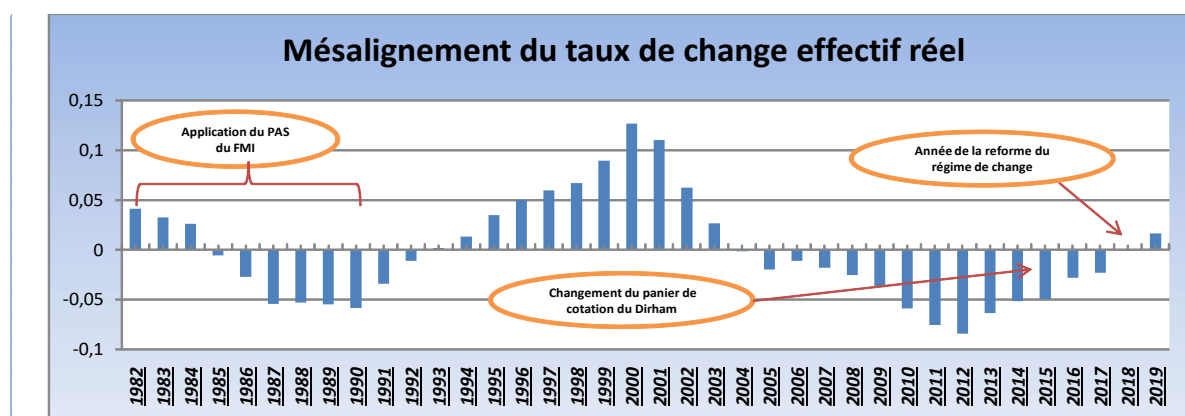


Figure 4. Mesure du désalignement du TCER par rapport au TCRE

La figure ci-dessus mesure l'ampleur des écarts entre le TCER observé et le TCRE. Des valeurs positives de ces écarts correspondent à une surévaluation du Dirham, alors que des valeurs inférieures à zéro indiquent une sous-évaluation de la monnaie par rapport au taux de change d'équilibre.

Aux vues de ces résultats obtenus de l'évolution des niveaux de mésalignement du TCER qui sont présentés dans le graphique ci-avant, une remarque générale s'impose : au cours de la période 1982-2019, on remarque que l'évolution des TCR ne s'enroule pas autour de son niveau d'équilibre et que la politique de change du Maroc demeure sous tension, laissant envisager des possibilités de désajustements du fait que cette politique est une partie importante de la politique économique.

En effet, l'évolution du TCRE telle que nous l'avons obtenu s'avère un résultat très intéressant à analyser. Toutefois, l'évolution du mésalignement du taux de change indique que la Dirham a connu quatre phases importantes de sur/sous-évaluation dont les plus volatiles sont celles constatées dans les années 2000 et 2012. Par ailleurs, à partir de l'année 2015, où le Maroc a modifié le panier de cotation du Dirham, le TCER a enregistré un comportement positif dont l'écart converge vers son point d'équilibre.

En 2018, l'année selon laquelle le Maroc a fait le premier pas vers un régime de change plus flexible, le taux de change réel observé s'enroule autour de son niveau d'équilibre, ce qui témoigne la bonne adéquation de la politique de change avec l'évolution des fondamentaux macroéconomiques.

Les périodes de sur-sous-évaluation du TCER sont représentées dans la table 11 ci-dessous, sur la période (2000-2019) :

Table 11. Phases des mésalignements réels du dirham marocain entre 2000 et 2019

Années	LTCERE	TCERE	TCER	Indice de distorsion	Mésalignement	Concluion
2000	4,60	99,49	112,09	1,13	12,7%	Surévaluation
2001	4,6	96,9	107,5	1,1	11,0%	Surévaluation
2002	4,6	100,8	107,1	1,1	6,2%	Surévaluation
2003	4,6	103,3	106,1	1,0	2,6%	Surévaluation
2004	4,7	104,9	104,7	1,0	-0,2%	Sousévaluation
2005	4,6	104,2	102,1	1,0	-2,0%	Sousévaluation
2006	4,6	103,8	102,6	1,0	-1,1%	Sousévaluation
2007	4,6	103,6	101,7	1,0	-1,8%	Sousévaluation
2008	4,7	104,9	102,2	1,0	-2,6%	Sousévaluation
2009	4,7	108,2	104,3	1,0	-3,6%	Sousévaluation
2010	4,7	106,3	100,0	0,9	-5,9%	Sousévaluation
2011	4,7	105,5	97,5	0,9	-7,6%	Sousévaluation
2012	4,6	104,1	95,4	0,9	-8,4%	Sousévaluation
2013	4,6	103,5	97,0	0,9	-6,4%	Sousévaluation
2014	4,6	102,3	97,0	0,9	-5,2%	Sousévaluation
2015	4,6	101,8	96,8	1,0	-4,9%	Sousévaluation
2016	4,6	101,7	98,8	1,0	-2,8%	Sousévaluation
2017	4,6	100,8	98,4	1,0	-2,3%	Sousévaluation
2018	4,6	99,5	99,4	1,0	-0,1%	Sousévaluation
2019	4,6	98,3	99,9	1,0	1,6%	Surévaluation

L'analyse de l'évolution du TCER et du TCERE, au cours de la période 2000-2019, montre des écarts plus ou moins importants selon les périodes. Une lecture plus détaillée nous amène aux observations suivantes:

- 2000-2003 : Surévaluation. Cette période a été marquée par le réaménagement en avril 2001 du panier de cotation du dirham qui s'est traduit par une dépréciation du dirham. Ainsi, le redressement des équilibres macroéconomiques enregistré au début des années 2000 a contribué significativement à l'atténuation de la surévaluation, passant de 12,7% en 2000 à 2,6% en 2003.
- 2004-2013 : Période de sous-évaluation marquée par une appréciation importante de l'euro par rapport au dollar et une maîtrise de l'inflation. Ainsi, entre 2012-2013, on observe une forte sous-évaluation du dirham qui s'est justifiée par la dépréciation de l'Euro par rapport au Dollar, l'aggravation du déficit du compte courant et la baisse des avoirs extérieurs liés notamment à des chocs exogènes.
- 2014-2017 : Sous-évaluation mais moins faible par rapport à la période précédente. Cette période marquée par l'amélioration des équilibres macroéconomiques et la reconstitutions des marges de manœuvre avec une réduction significative des déficits budgétaire et extérieur, passant respectivement de 7% et 9,5% du PIB en 2012 à 3,5% et 3,6% en 2017.
- En 2018 : L'écart du TCER par rapport au TCERE marqué au cours de la première phase de transition vers un régime de change flexible reste faible et qui s'est stabilisé aux alentours de -0,17% en 2018 contre -2,7 en 2017. Suggérant que la valeur du dirham est restée relativement stable durant la première année d'élargissement de sa bande de fluctuation avec un comportement positif vers le sentier d'équilibre. A noter qu'elle s'est appréciée au terme de l'année 2018 comparativement à l'euro (2,5%) et elle s'est dépréciée de 3,2% par rapport au dollar.
- En 2019 : Le degré de mésalignement du TCR table sur 1,6% (contre -0,1% l'année précédente, soit une appréciation de 1,7 point), ce qui indique une surévaluation du dirham par rapport à son niveau d'équilibre au cours de l'année 2019. Cette situation favorable est attribuable principalement :i) au bon comportement des IDE, ii) aux réserves officielles de

devises qui sont restées à un niveau confortable correspondant à plus de 5 mois d'importations de biens et de services, iii) à la stabilité du niveau de déficit budgétaire qui reste soutenable et maîtrisable, à la stabilité de la dette du trésor (65% du PIB, soit un niveau plutôt en deçà de 70%, qui est la ligne rouge du FMI pour les pays émergents). Également, il convient de noter que les bonnes pratiques des opérateurs du marché de change ont servi davantage à la stabilité de la valeur du dirham, en évitant les opérations non autorisées génératrices de spéculation.

6. Conclusion

Le concept de TCER n'admettant pas de définition univoque, il existe sans surprise une importante littérature qui propose différentes approches théoriques et empiriques. L'évaluation empirique de la relation entre le TCER et ses fondamentaux a fait l'objet de plusieurs études. En effet, en tentant de faire le point sur l'existence de cette relation empirique, nous avons constaté que malgré les tumultes que connaît la littérature sur ce lien et sa méthodologie d'estimation, il existe une relation de long terme entre le TCER et ses fondamentaux.

En vue d'étudier à long terme les liens de stabilité qui peuvent exister entre le TCER et ses fondamentaux ainsi que de déterminer les périodes de sur/sous-évaluation du dirham nous avons utilisé une approche purement comportementale développée par Clark et Macdonald (1999) et baptisée BEER. Elle consiste à retenir un ensemble de variables fondamentales pouvant influencer le TCER à long terme puis de chercher des relations de cointégration entre le taux de change et ces variables.

Parmi les conclusions à tirer de cette étude, il y a lieu de citer notamment, qu'à court terme, une appréciation du TCR s'explique principalement par l'augmentation de certaines variables liées aux enjeux externes et internes, notamment le taux de croissance réel, les termes de l'échange et le compte courant de la balance des paiements. En revanche, les effets instantanés d'une augmentation de la demande extérieure, des IDE, du taux d'ouverture et du déficit budgétaire du taux d'épargne (contexte intérieur) restent positifs et pourraient conduire à une dépréciation du TCER. Parallèlement, on observe que les valeurs passées, en particulier du TCER et du compte courant, contribuent significativement à l'explication de la volatilité du taux de change, ce qui indique que le temps est un facteur à prendre en compte comme variable d'ajustement.

En d'autres termes, une hausse de 10% notamment du déficit budgétaire, du PIBR et des termes de l'échange pourrait entraîner une appréciation du TCR de 1,8%, 1,15%, 0,15% respectivement. Par ailleurs, la hausse des prix du pétrole, la réduction du déficit du compte courant de la balance des paiements, l'attractivité des IDE, l'accélération du rythme de la demande étrangère et la politique d'ouverture, constituant des facteurs déterminants pour justifier la dépréciation du TCR à long terme de manière à ce que la demande étrangère, les réserves en devises et les IDE aient un impact plus élevé sur le TCER.

Enfin, nous avons constaté deux phases de mésalignement/désalignement du dirham pendant la période 2000-2019 ; Une période de sur-évaluation allant de 2000 jusqu'à 2003 et une période de sous-évaluation qui s'étend de 2004 à 2018. L'année 2019 a connu une surévaluation du dirham par rapport à son niveau d'équilibre.

En somme, l'étude des effets des mésalignements du taux de change sur l'économie permet de présenter et de justifier des mesures à engager et d'optimiser les gains des régimes de change et de

minimiser les coûts qu'ils imposent à l'économie. Les enjeux théoriques et managériaux sont aussi importants, ce qui donne lieu à de nombreux travaux de recherches à venir et offre un champ propice pour le développement de la recherche scientifique.

Bibliographie

- [1] Meese, R. A. & Rogoff, K. (1983). « Do they fit out of sample? » *Journal of International Economics*, pages 14, 3-24.
- [2] Gustav Cassel, (1918), « Abnormal Deviations in International Exchanges », *Economic Journal*, vol. 28, no 112 (mars), p. 413-415.
- [3] Ragbi Aziz et Saïd Tounsi (2015), « Evaluation du niveau d'équilibre du dirham marocain », Université Mohammed V, Rabat. *Critique économique* n°13, Hiver-été.
- [4] Assi Awo Marie Florence (2017), « Variabilité du taux de change effectif réel et commerce extérieur : une application aux pays africains de la zone franc CFA (PAZF) », Thèse-Université Felix Houphouët-Boigny Cocody-Abidjan, Unité de formation et de recherche des sciences économiques et de gestion.
- [5] Honoré Sèwanoudé Hounbedji (2017), « Sources du désalignement du taux de change réel dans l'UEMOA », *Faculté des Sciences Economiques et de Gestion, Université d'Abomey-Calavi, Revue d'Economie Théorique et Appliquée*. ISSN : 1840-7277. Volume 7 – Numéro 2 – Décembre pp 187-206.
- [6] Habib El fathaoui (2018), « Désalignement du taux de change d'équilibre et balance des paiements : cas du Maroc ». *Revue du Contrôle de la Comptabilité et de l'Audit*. Numéro 7 : Décembre.
- [7] Basma Sabar et Ilyass Belhouari (2018), « Détermination des mésalignements du taux de change : cas du Maroc ». *Projet de fin d'études, INSEA*, Juin 2018.
- [8] Naima el Haoud et Oumaima Hali (2019), « Modélisation du taux de change marocain », *International Journal of Business and Technology Studies and Research*, volume 1, issue 2, Novembre 2019.
- [9] Chab, L. (2019), « Taux de change réel d'équilibre : investigation empirique pour le cas du Maroc ». In A. Chatri (éd). *Ouverture, productivité et croissance économique au Maroc*. Laboratoire d'Economie Appliquée & Policy Center for the New South, Rabat.
- [10] Lawson D. H (2019), « Le Mésalignement des taux de change réduit-il la croissance économique ? Une analyse des pays de la CEDEAO », *Faculté de Sciences Économiques et de Gestion (FASEG), Université de Lomé-République du Togo. Annales de l'Université Marien NGOUABI*, 2019 ; 19 (1) : 79-113.
- [11] Nouhaila Belfatmi et Hicham Ouakil (2020), « Essai de modélisation du taux de change réel marocain ». *International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management and Economics (IJAFAME)*. Laboratoire des Sciences Économiques et Politiques Publiques Faculté des Sciences Juridiques, Economiques et Sociales Université Ibn Tofail, Kénitra, Maroc. ISSN: 2658-8455 Volume 1, Issue 1 (July, 2020), pp. 89-98.
- [12] Rabhi Ayoub (2020), « Taux de change d'équilibre et compétitivité au Maroc : estimation par le modèle ARDL de cointégration ». Université Sidi Mohamed Ben Abdellah, Munich Personal Repec Archive (MPRA), Janvier 2020.
- [13] Yehoue, E. B. & Dufrénot, G. J. (2005), « Real exchange rate misalignment: A panel co-integration and common factor analysis ». (5-164).
- [14] Jarque, C. M. & Bera, A. K. (1987), « A test for normality of observations and regression residuals », *International Statistical Review* 55, 163–172.
- [15] White H., (1980), « A heteroskedasticity-consistent covariance estimator and a direct test for heteroskedasticity », *Econometrica*, Vol. 48.
- [16] Dickey, D.A., Fuller, W.A. (1979), « Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root ». *Journal of the American Statistical Society* 75, 427–431.
- [17] Pesaran M.H., Shin Y. et Smith R.J. (2001), « Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships », in *Journal of Applied Econometrics*, Vol.16, n°3, pp. 289.
- [18] Toda, H.Y. et Yamamoto, T. (1995), « Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes », in *Journal of Econometrics*, Vol. 66, pp. 225-250.