

Ancrage du dinar tunisien à l'euro : Estimation dans le Cadre de la Théorie de Cointégration Linéaire

Abdelbaki CHERNI

Ph.D in Economics

Assistant of Economics

ISCAE, Manouba

Tunis, Tunisia

E-Mail : cherni.abdelbaki@yahoo.fr

Résumé— En s'appuyant sur les techniques de cointégration linéaires, peut-on analyser aux mieux l'ajustement dynamique du taux de change réel dinar/euro par rapport à ses fondamentaux économiques ? comment peut-on mesurer les fluctuations de ce taux et rendre compte des interactions entre les fondamentaux de l'économie et l'indice du taux de change ? Via un modèle à correction d'erreurs, serait-il possible alors d'expliquer les relations stables de court et de long terme entre les séries économiques ainsi que leur dynamique d'ajustement ?

I. INTRODUCTION

Avec l'apparition de l'Euro en tant que monnaie unique dans les pays de l'Union Européenne, le débat, sur la nécessité de stabilité dans les taux de change, a été de nouveau lancé. Selon, Bouoiyour, J et all (2004), l'un des défis majeurs de ces pays serait, en effet, d'arbitrer au mieux entre une monnaie de faible volatilité et des mésalignements (sur ou sous évaluation) limités puisque les expériences ont révélé que l'ancrage nominal trop rigide à une monnaie unique à l'égard de l'Euro pourrait conduire vers les risques de surévaluation. Il n'y a donc pas un régime de change qui est valable pour tous les pays, ni même un seul régime qui peut être approprié pour le même pays pendant tous le temps Mussa et all (2000).

Dans cette perspective, la Tunisie est considérée comme une petite économie ouverte sur l'extérieur et entretient environ 80% de ses échanges avec l'Europe. La perspective de l'ancrage du Dinar tunisien à l'Euro est donc envisageable, puisque, du fait l'évolution de l'Euro influence fortement celle du Dinar.

Aligner alors le taux de change réel d'équilibre sur les fondamentaux de l'économie et le stabiliser par des ajustements réguliers du taux nominal étaient l'une des priorités des autorités monétaires tunisiennes.

Cet article a pour objet d'étudier l'évolution du taux de change Dinar/Euro en fonction des fondamentaux, en s'appuyant sur les techniques de cointégration. Un modèle de détermination du taux de change s'avère alors utile pour

mesurer les fluctuations de ce taux. Les variables introduites dans le modèle peuvent influencer le taux de change dans le court terme et dans le long terme.

Sur le plan empirique, pour étudier les relations de long terme entre les séries économiques ainsi que leur dynamique d'ajustement, le premier problème qui s'impose est celui de la stationnarité des variables. En effet, la non stationnarité si elle existe, pourrait avoir des conséquences graves sur le plan économétrique. Puis à l'aide des relations de cointégration, ces facteurs seront étudiés au regard de leur impact sur le taux de change d'équilibre à long terme et leur conséquence à court terme.

Cet article comporte quatre sections :

La première section est une présentation du modèle du taux de change du Dinar par rapport à l'Euro. Il s'agit en effet, d'un modèle qui décrit la relation entre le taux de change avec les principaux fondamentaux.

La deuxième section est une présentation des différentes variables qui exercent des effets de moyen et de long terme sur la politique de change en Tunisie à savoir les termes de l'échange, le degré d'ouverture, le solde de la balance courante. La trimestrialisation de ces variables dont la plupart sont annuelles constitue une priorité.

La troisième section porte sur les propriétés de ces séries et la nécessité de repérer la stationnarité pour permettre par la suite l'estimation et l'analyse des résultats.

La quatrième section permet d'expliquer les relations stables de long terme entre les variables. L'équation retenue sera étudiée et analysée moyennant des techniques économétriques de stationnarité et de cointégration. Le modèle à correction d'erreur estimé à la fin de ce travail nous renseigne sur l'évolution de court terme du taux de change réel.

II. LA MODELISATION DU TAUX DE CHANGE DINAR/EURO

Cette section décrit d'abord l'évolution des relations commerciales entre la Tunisie et l'Union Economique Européenne depuis l'indépendance. L'ancrage à l'Euro

5ème Conférence Internationale en Economie-Gestion & Commerce International (EGCI-2017)

constitue alors l'une des stratégies de développement pour ce pays et ce, afin de préserver la compétitivité extérieure. Ensuite, nous proposons un modèle permettant d'identifier les principaux facteurs explicatifs du taux de change réel. Les séries des variables choisies s'étalent sur toute la période 1999 à 2008.

A. L'ancrage du dinar tunisien à l'euro

Grace à sa localisation géographique proche de l'Europe, la Tunisie préservait depuis longtemps des relations commerciales privilégiées avec le continent Européen. Ces relations se sont renforcées, depuis l'indépendance, avec la signature des accords bilatéraux entre la Tunisie et l'Union Européenne. Afin de faciliter la mise en œuvre des différentes dispositions de l'accord, une harmonisation des règlements et des procédures de commerce avec l'Union a été engagé. Un regain d'intérêt a été porté au taux de change, notamment en raison de l'apparition de l'Euro comme monnaie unique européenne. L'Euro pose de nouveaux défis en matière de gestion du taux de change du Dinar. Il est devenu un élément important de stabilité du taux de change aussi bien pour la Tunisie que pour les pays tiers méditerranéens.

L'introduction de l'Euro a eu des implications importantes sur l'économie tunisienne, aussi bien internes qu'externes Mouley (1998). Entre les années 1999 et 2008, le taux de change Dinar/Euro s'est grandement dépréciée en passant de 80% aux environs de 106%. Cette dépréciation est la conséquence de politiques économiques adoptées par la Tunisie notamment en matière de libéralisation financière et de convertibilité intégrale du Dinar [Mouley-Ben Marzouka (1997)]. En effet, la Tunisie a opté depuis l'an 2000 pour un flottement « encadré », voir même dirigé, en tant qu'étape intermédiaire qui devrait déboucher sur l'objectif de convertibilité totale du dinar et une parfaite mobilité du capital. Cette flexibilité s'est traduit par la détérioration tendancielle du taux de change réel, dépréciation alimentée par la détérioration des termes de l'échange.

La crédibilité de l'ancrage sur l'Euro est conditionnée par une trajectoire de long terme vers laquelle doit converger le taux de change réel. Cette dynamique d'ajustement qui met en exergue des relations stables de long terme entre le taux de change et les variables fondamentales intervenant dans l'explication de change. L'objectif poursuivit dans cette étude empirique consiste à estimer un taux de change réel d'équilibre pour le Dinar par rapport à l'Euro sur la base des observations couvrant la période 1998 à 2010. Pour atteindre un tel objectif, plusieurs étapes ont été mises en œuvre à savoir la spécification d'un modèle économétrique permettant de décrire l'évolution du taux de change, le choix des variables, le regroupement des données et l'étude de la stabilité de ces variables ainsi que les relations de cointégration linéaires.

B. Base des données et mesure des variables

« Le taux de change d'équilibre est défini par un ensemble de variables fondamentales exerçant une force de rappel sur les taux de change ». [Coudert Virginie (1999)]

Afin d'appréhender la nature du lien entre le taux de change et leurs fondamentaux, nous adoptons le cadre d'analyse présenté

dans le chapitre précédent, en explorant une modélisation proche de celle étudiée par Clarck et Mc Donald (1999), Edwards (1994) et Elbadawi (1998). L'objectif de cette section est de présenter un modèle de taux de change réel d'équilibre qui incorpore toutes les variables fondamentales assurant l'équilibre interne et externe. L'équilibre interne qui correspond à un niveau de production élevé et compatible avec un niveau d'inflation recherché par le gouvernement. L'équilibre externe qui traduit un niveau de déficit de la balance courante ce qui permet d'éviter des crises de la balance des paiements.

Les variables retenues sont déduites à partir de la base des données du FMI, la statistique financière internationale (SFI 2010) et de la base des données de la Banque Mondiale, [World Development Indicators (WDI 2009)]. Nous avons fait appel à des données trimestrielles couvrant la période [1998 Q1 -2010 Q4]. Certains variables ne sont pas disponibles avec cette fréquence, notamment celles de la Banque Mondiale. Pour la désagrégation temporelle, plusieurs méthodes combinant aussi bien des concepts mathématiques que statistiques peuvent servir pour décomposer une série de basse fréquence (annuelle), en une série de haute fréquence (trimestrielle)¹. La trimestrialisation apparait alors comme l'une de ces méthodes de désagrégation des séries temporelles. Dans ce travail, l'accent sera mis sur la méthode de trimestrialisation développée par Chinn (1998). Une approche qui se base sur le principe de moyenne mobile centrée.

Soit y_t une série de données annuelles et $y_{t,q1}$ la série de données trimestrielle, la technique de Chinn permet le passage de y_t à $y_{t,q1}$ en respectant la démarche suivante :

$$y_{t,q1} = 0.375y_{t-1} + 0.625y_t \quad (1)$$

$$y_{t,q2} = 0.125y_{t-1} + 0.875y_t \quad (2)$$

$$y_{t,q3} = 0.875y_t + 0.125y_{t+1} \quad (3)$$

$$y_{t,q4} = 0.625y_t + 0.375y_{t+1} \quad (4)$$

Cette technique est connue par sa robustesse. La solution fournie se caractérise par les propriétés dynamiques les plus appropriées pour les séries trimestrielles. Le tableau 1 est une présentation simple des principales variables choisies en se référant au modèle d'Elbadawi (1994) et d'autres travaux empiriques effectués récemment [Chicoine (2004), IEQ (2003), Adouka et al (2011)]. Ces variables retenues vont servir pour expliquer le taux de change réel d'équilibre.

- En se référant à l'approche de Williamson (le FEER)², les variables de la balance courante de paiements, les variables de la politique budgétaire et monétaire sont de nature à influencer à moyen terme le taux de change réel d'équilibre. « Le FEER correspond au taux de change réel qui permettrait à l'économie

¹ Plusieurs méthodes de trimestrialisation sont utilisées à savoir la méthode de Chow-Lin (1971), Le modèle marche aléatoire de Fernández (1981) et Le modèle Marche aléatoire-Markov de Litterman (1983).

² FEER : le taux de change réel d'équilibre fondamental

5ème Conférence Internationale en Economie-Gestion & Commerce International (EGCI-2017)

de se situer sur son sentier de croissance potentiel, ou, d'équilibre interne, qui lui permettrait d'atteindre son équilibre externe de moyen terme » Akouda (2011). A long terme, en faisant appel à la loi du prix unique, le différentiel d'inflation et le différentiel de productivité apparaissent comme des déterminants structurels du taux de change réel.

C. L'évolution du taux de change et ses déterminants

- L'indice du taux de change réel du dinar par rapport à l'euro (IRDTE) représente la variable endogène dans le modèle. Cette variable est construite à partir de l'indice du taux de change nominal du dinar par rapport à l'euro et des indices des prix à la consommation en Tunisie et en Europe. Le graphique ci-dessous indique l'évolution du taux de change à partir de l'année 1998 dont les observations sont trimestrielles.

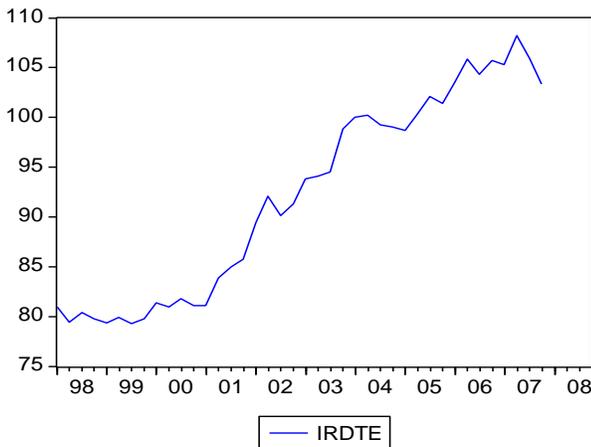


Fig. 1 Evolution de l'indice de taux de change réel Dinar/Euro 1998-2008

Au départ, le taux de change réel Dinar/Euro est presque constant dans le voisinage de 80%. En effet cette période est caractérisée par l'incertitude sur la qualité de l'euro et l'existence d'un risque plus élevé par rapport au dollar. Puis, il y a tendance à la hausse à partir de l'année 2000 marquant ainsi, une phase de dépréciation de dinar face à l'euro qui atteint son maximum en 2007, période de la crise pétrolière. Une dépréciation souvent justifiée par les nouvelles politiques économiques et financières envisagées par la Tunisie pour faire face à la compétitivité externe. En d'autres termes pour assurer des positions compétitives sur le front des exportations et des importations ainsi que le maintien d'un différentiel d'inflation favorable vis-à-vis des pays partenaires. Le taux de change du dinar dépend aussi des niveaux enregistrés sur les marchés de change du dollar et de l'euro. En effet, à toute appréciation respectivement dépréciation de l'euro par rapport au dollar, le dinar réagit de la même façon face à la monnaie américaine, c'est-à-dire par une appréciation respectivement une dépréciation. En revanche, le dinar réagit inversement vis-à-vis de l'euro.

- L'indicateur des termes de l'échange (TET) : on distingue généralement les termes de l'échange bruts et les termes de l'échange nets. Ce sont ces derniers qui sont utilisés dans la

pratique. Soit le prix unitaire des exportations sur le prix unitaire des importations.

indice de termes de l'échange

$$= \frac{\text{indice de la valeur unitaire des exportations}}{\text{indice de la valeur unitaire des importations}} * 100$$

indice de la valeur unitaire des exportations

$$= \frac{\text{indice de la valeur des exportations}}{\text{indice des volumes des exportations}} * 100$$

indice de la valeur unitaire des importations

$$= \frac{\text{indice de la valeur des importations}}{\text{indice des volumes des importations}} * 100$$

Les liens entre le taux de change et les termes de l'échange ne sont pas clairs [Aron et al (1997) et Edwards (1989)]. Les liens allant du taux de change vers les termes de l'échange sont aussi forts que ceux allant des termes de l'échange vers le taux de change. Tout dépend des hypothèses que l'on fait sur la grandeur de l'économie étudiée. Si cette économie est très importante sur le marché mondial, alors les prix mondiaux risquent d'être entraînés dans une baisse ou une hausse de la valeur de la monnaie de cette économie. Si au contraire, le pays étudié est considéré comme petit, il n'y a pas de chance qu'un mouvement dans son taux de change ait une influence sur les prix.

Deux effets distingués peuvent être alors exercés sur le taux de change réel, à savoir, un effet revenu et un effet de substitution. Le premier effet, suppose qu'une diminution dans les prix des importations ou bien une augmentation dans les prix des exportations induit une augmentation du revenu de l'économie et accroît la consommation des biens non-échangeables. Par contre, l'effet de substitution peut jouer dans deux sens. En effet, une détérioration des termes de l'échange peut se traduire par une diminution de la consommation des biens échangeables au profit des biens exportables. Cette détérioration peut induire une réduction dans la consommation des biens importés et une augmentation dans la consommation des biens non échangeables.

On considère généralement la Tunisie comme un bon exemple d'une petite économie ouverte. Si c'est le cas, le taux de change tunisien n'a pas d'influence non plus sur les termes de l'échange. Cependant, toute détérioration de termes de l'échange due à une diminution des prix des exportations, pouvant entraîner une augmentation dans la demande des biens exportables au détriment des biens non échangeables dont les prix vont diminuer ; ce qui conduit à une appréciation. Par contre, une détérioration des termes de l'échange due à une augmentation des prix des produits importés favorise la demande des biens non échangeables dont les prix vont augmenter; ce qui induit une dépréciation.

5ème Conférence Internationale en Economie-Gestion & Commerce International (EGCI-2017)

La Tunisie a vécu principalement quatre périodes d'évolution des termes de l'échange et du taux de change. La première est marquée par une évolution d'aussi bien du taux de change et des termes de l'échange, avec la valorisation de certaines matières premières, en particulier le pétrole et le phosphate, dont les prix ont connu une augmentation sur les marchés mondiaux à partir de 1973. La deuxième phase datant du programme d'ajustement structurel (1986), en particulier après la dévaluation qu'a connu le Dinar tunisien, ce qui a conduit vers une détérioration des termes de l'échange, [Les cahiers de L'IEQ (2003)]. La troisième période est marquée par une légère stabilisation des termes de changes a eu lieu après l'an 1995 et qui s'étale jusqu'à 2001, avec une valorisation des prix des importations et une stabilisation du taux e change réel. La dégradation des termes de l'échange a eu lieu à partir de 2001. Le débat sur la détérioration des termes de l'échange n'est pas récent. Il en découle depuis plusieurs décennies, notamment avec les travaux de Prebisch (1959) au Royaume-Uni. Selon l'auteur, la dégradation peut être justifiée par une diminution du pouvoir d'achat national en matière de produits étrangers.

- Le taux d'ouverture (TOT) mesuré comme étant la somme des exportations est des importations rapportées au produit intérieur brut ($TOT=(X+M)/PIB$). Cette variable permet de mesurer les effets de la politique commerciale. En Tunisie, jusqu'au début des années 1970, le degré d'ouverture est faible ce qui reflète une stratégie de développement peu orientée vers l'extérieur. Marrakchi (2008) a évoqué la politique d'ouverture envisagée par la Tunisie depuis les années 70 avec l'adoption d'un régime de change plus flexible, et ceux pour promouvoir la croissance économique. En effet, avec un taux d'ouverture allant de 50% jusqu'à 80% dans les années 90, l'économie tunisienne se trouve plus ouverte sur l'extérieur. Mais malheureusement, cette ouverture est dominée par l'augmentation de la part des importations accompagné d'une baisse de prix due à une réduction des taxes à l'importation. Ceci peut encourager la demande de ces biens et aggraver ainsi le déficit de la balance commerciale.

- Les flux de capitaux (FLKGDPT) ont connu un essor considérable depuis les années 90 marquant ainsi une période d'intégration financière internationale. Les entrées de capitaux pouvant influencer les prix relatifs de certains biens échangeables ou non échangeables, et par conséquent le taux de change réel. Edwards (1989), a montré qu'une augmentation de flux de capitaux conduit à une appréciation, par contre son relâchement qui se traduit par un règlement de dettes ou par une fuite de capitaux entraîne une dépréciation du taux de change réel.

« L'afflux de capitaux conduit à une appréciation du taux de change réel et à une expansion des secteurs de biens non-échangeables au détriment de ceux des biens échangeables. L'afflux massif de capitaux extérieurs, s'il n'est pas maîtrisé et canalisé vers des investissements productifs, exerce des effets de fragilisation des systèmes financiers peu développés à la fois à travers le système

bancaire qui se trouve en position de devoir intermédiaire des flux croissants de financement externe et à travers les Banques Centrales qui doivent réguler avec des outils inadaptés une expansion rapide des activités bancaires. Il en résulte un accroissement des risques financiers d'autant plus important que les flux de capitaux extérieurs sont importants, volatils, peu soutenables et orientés vers des activités plus spéculatives que productives ».[Marouani (2000)]

- Le solde de la balance courante (BOCGDPT) : la balance des opérations courantes récapitule les opérations d'échanges sur les biens, les services, les revenus des facteurs et les transferts unilatéraux. L'ensemble des opérations sur les biens constituent la balance commerciale, une balance dont le solde peut être excédentaire ou déficitaire selon que la valeur des exportations est supérieure ou inférieure à la valeur des importations. Un déficit important de la balance courante est souvent interprété comme un signal de difficultés financières. Pour éviter un accroissement de l'endettement net extérieur, le taux de change devrait se déprécier à long terme pour garantir l'équilibre stock-flux entre les différentes économies. D'autre part une balance courante très déficitaire peut provoquer une dégradation continue de la position extérieure nette, n'est pas soutenable à « très long terme », les détenteurs des titres de ce pays pourraient les vendre ce qui entraîne une dépréciation de sa monnaie. Se sont les autres pays en changes flexibles qui profitent de cette situation et verraient leur monnaie s'apprécier.

- Ratio des dépenses publiques rapporté au PIB en Tunisie (GGDPT). Si l'augmentation dans les dépenses gouvernementales ayant favorisée la demande des produits non échangeables au détriment des biens échangeables, ceci peut entraîner une augmentation de prix de ces biens et conduit ainsi vers une appréciation. Par contre, si ces dépenses favorisent la demande des produits échangeables, alors le prix de ces produits pouvant augmenter ; ce qui entraîne une dépréciation. Le graphique (6) traduit l'augmentation des dépenses publiques en Tunisie depuis des décennies pour soutenir la demande intérieure. Les deux variables décrivent deux trajectoires qui sont différents. Le taux de change réel augmente, en revanche le taux des dépenses publiques décroît surtout à partir de l'année 2002 jusqu'à ce qu'il atteigne les 14% en 2008.

- Ratio de la masse monétaire (M2GDPT) au sens de M2 rapporté au PIB en Tunisie. En effet les politiques monétaires exercent une influence importante sur le taux de change

- Différentiel des TMM (DTMM) : Le taux du marché monétaire TMM est généralement retenu pour comparer l'évolution à court terme du taux d'intérêt de la Tunisie par rapport à ses pays partenaires.

Le DTMM est supposée en tant qu'approximation de la parité des taux d'intérêt entre la Tunisie et l'Europe. Une augmentation du taux d'intérêt en Tunisie comparativement aux taux d'intérêt en Europe fait accroître la demande pour la monnaie domestique ce qui implique une appréciation du taux de change du dinar.

5ème Conférence Internationale en Economie-Gestion & Commerce International (EGCI-2017)

- Le différentiel de productivité : généralement, la productivité est calculée à partir du ratio du PIB réel par rapport au nombre de travailleur du pays, ou bien par rapport au nombre total d'heures de travail pendant une année. Malheureusement, dans plusieurs pays, notamment la Tunisie, l'information sur le nombre d'heures ou le nombre de travailleur n'est pas disponible. Nous utilisons en revanche, l'indice du prix de la production industrielle comme approximation de la productivité. La variable (DIPPI) envisagée par le graphique (8), est calculée sur la base de la différentielle de la productivité apparente entre la Tunisie et l'Europe. Ce mécanisme s'appuie sur l'effet Balassa-Samuelson.

Un choc de productivité positif qui touche le secteur des biens échangeables tel que le secteur manufacturier entraîne une augmentation plus grande des coûts unitaires de la main d'œuvre dans le secteur des biens échangeables voir Lalonde et Sabourin (2003). Etant donné que le différentiel des coûts unitaires de main d'œuvre augmente proportionnellement à l'écart de productivité, il s'en suit alors par un accroissement plus élevé dans le ratio des prix relatifs des biens non échangeables par rapport aux biens échangeables dans le pays bénéficiant du choc de productivité. Sachant que les termes de l'échange demeurent constants, l'augmentation du ratio du prix implique une augmentation du prix relatif par rapport à l'ensemble des biens, ce qui conduit à l'appréciation du taux de change réel.

- Le différentiel des taux d'inflation qui exprime la théorie de la parité du pouvoir d'achat. Le calcul des taux d'inflation se base sur l'utilisation des taux de croissance des indices des prix à la consommation en Tunisie et dans l'Union Européenne. Il apparaît d'après les données que le différentiel d'inflation par rapport à l'Europe oscille entre 0 et 2.

-L'investissement direct étranger (IDEGDPT) : au cours de ces dernières décennies, les autorités tunisiennes ont décidé de se retourner aux IDE, en adoptant une politique d'incitation fiscale, financière et une libéralisation importante du régime des IDE. Ces politiques ont permis à la Tunisie de figurer sur la liste sélective des investissements étrangers. Mais malgré ces incitations, le pays est loin d'être parmi les meilleurs en matière d'IDE. Les seules performances sont réalisées dans les opérations de privatisation et dans le secteur de l'énergie Abbate (2001).

Le paradoxe entre l'effort de promotion et de renforcement et le montant actuel des IDE n'empêche d'anticiper la relation positive entre la dépréciation du taux de change réel et les IDE surtout dans les secteurs exportateurs qui sont stimulés par un gain de compétitivité . Nous remarquons sur le graphique qu'en 2005 les investissements directs étrangers ont connu un niveau très élevé. En effet, les entrées en Tunisie de capitaux au cours de cette année ont représenté 577 Millions d'euros et les investissements de portefeuille 47 millions d'euros . Soit une augmentation de 17% pour les investissements et 20% pour le portefeuille. L'augmentation des investissements

directs étrangers en 2005 est due en partie à la privatisation qui a atteint environ 90 millions d'euros. L'élimination de ces recettes implique un niveau d'investissement presque identique à celui de l'année précédente 2003-2004.

La détermination du taux de change réel approprié au cas tunisien constitue l'un des objectifs de cette analyse. Nous retiendrons les variables présentées précédemment comme des fondamentaux économiques du taux de change réel. Le modèle choisit va permettre de ressortir un certain nombre de facteurs explicatifs du taux de change d'équilibre, aussi bien à long terme qu'à court terme. Pour étudier les relations de long terme entre ces séries économiques, le premier problème à résoudre est celui de la stationnarité des variables. En effet, la non stationnarité si elle existe, peut avoir des conséquences graves sur les résultats estimés. En présence d'une racine unitaire, les propriétés asymptotiques des estimateurs ne sont plus valables, l'estimation directe du modèle par les méthodes classiques peut conduire à des régressions fallacieuses. Il est nécessaire d'étudier à chaque fois la stationnarité des séries, de tester l'ordre d'intégration des séries et de vérifier s'il existe ou non une relation de cointégration entre les variables par le biais des techniques économétriques.

Enfin, pour étudier la dynamique d'ajustement linéaire de court terme du taux de change, nous ferons appel au modèle à correction d'erreur. L'équation (2-5) représente le taux de change réel comme fonction des autres fondamentaux macroéconomiques définis précédemment.

IRDTE = IRDTE(TOT, TET, BOCGDPT, FLKGDPT, DIPPI, GGDPT, DTMM, M2GDPT, IDEGDPT, DINF) (5).

III. LES PROPRIETES DES SERIES ET L'ANALYSE DE LA STATIONNARITE

La plupart des séries temporelles, économiques, financières et autres, sont non stationnaires. Cependant, l'application directe des techniques économétriques classiques pour l'estimation, même avec des hypothèses correctes, peut conduire à des résultats très aberrants puisque les variables n'ont aucun lien entre elles. Il convient alors de vérifier au début de chaque étude empirique si les séries sont stationnaires ou non. Selon l'approche de Box et Jenkins, la non stationnarité est repérée à travers les graphiques (tendance, saisonnalité, ...). Les corrélogrammes simples et partiels s'avèrent utiles pour l'identification. La présence d'une tendance affectant la série pouvant être éliminée par différenciation. L'ordre de différenciation (d) (pratiquement 1 ou 2) retenu est celui qui correspond au corrélogramme présentant les caractéristiques d'une série non stationnaire. Depuis quelques décennies, avec l'apparition des travaux de Nelson et Plosser (1982), deux cas de non-stationnarités ont été distingués :

- le processus déterministe TS, dit aussi « trend stationary », le processus est stationnaire une fois la série est « détrendée ».

- le processus stochastique DS, connu par « differency stationary » lorsque la moyenne varie au cours du temps et qu'elle doit être différenciée une ou plusieurs fois.

Sème Conférence Internationale en Economie-Gestion & Commerce International (EGCI-2017)

Pour choisir entre l'un des deux processus, des tests de racines unitaires ont été développés en vue de détecter la non-stationnarité en moyenne. A cet effet, il existe un grand nombre de tests dont nous citons notamment les tests de Dickey-Fuller, de Dickey-Fuller augmentés et de Philips et Perron.

Le tableau ci-dessous, illustre les principaux résultats relatifs à ces tests. Le modèle (1) dans ce tableau correspond au modèle avec constante et tendance, le modèle (2) est avec constante mais sans tendance tandis que le modèle (3) est sans constante ni tendance.

TABLEAU I
LE TEST ADF ET LE TEST PP

Variables	Test ADF				Test PP			
	Modèle1	Modèle2	Modèle3	R.U	Modèle1	Modèle2	Modèle3	R.U
Valeurs critiques 5%	-3.53	-2.94	-1.95		-3.53	-2.94	-1.95	
IRDTE	-2,31			1	-2,30			1
DIRDTE	-5,99			0	-5,99			0
BOCGDP			-1,365	1			-0,645	1
DBOCD			-3,763	0			-2,694	0
FLKGDP			0,90	1			-0,096	1
DFLKGDP			-4,04	0			-3,238	0
GGDPT			-1,069	1		2,756		1
DGGDPT		-3,89		0	-2,428			1
D ² GGDPT							-3,23	0
TET		-1,977		1	-2,375			1
DTET	-2,207			0			-1,35	0
TOT	1,30			1			2,238	1
DTOT	-3,68			0			-1,455	0
DIPPI	-3,41			1	-3,428			1
DDIPPI			-6,677	0			-8,346	0
DINF	-3,24			1	-1,597			1
DDINF			-1,71	1			-2,70	0
D ² DINF			-2,89	0				
DTMM		-4,238		0		-4,30		0
IDEGDPT			0,69	1			-0,31	1
DIDEGD			-3,131	0			-2,88	0
M2GDPT	-2,6			1		-1,517		1
DM2GDPT			-2,28	0			-1,19	1
D ² M2GDPT							-3,61	0

- La colonne R.U désigne le nombre de racine unitaire. R.U=0 implique la variable est stationnaire, si R.U=1 alors la variable est intégrée d'ordre 1.

- Si la variable est intégrable d'ordre 1, on lui ajoute la lettre D, si elle est intégrable d'ordre 2, on ajoute D2.

- Chaque ligne du tableau contient les variables ainsi que les différences premières et dans quelques cas les différences secondes.

- Les tests Dickey-Fuller et de Phillips-Perron effectués, ont montré que les variables : IRDTE, BOCGDP, FLKGDP, TET, TOT, DIPPI, et IDEGDPT sont non stationnaires en niveau. En effet la valeur estimée de la statistique ADF et PP relative à chaque variable est inférieure à la valeur critique mesurée au seuil de 5%. En conséquence ces variables sont intégrées d'ordre 1. Les variables GGDPT, DINF et M2GDPT sont intégrables d'ordre (2) et enfin la variable DTMM est stationnaire en niveau.

- Les colonnes (5) et (9) du tableau I, indiquent si le processus est stationnaire ou non. En effet, les valeurs 1 et 0 qui figurent dans ce tableau, désignent respectivement qu'un processus est non stationnaire respectivement stationnaire.

- Les deux types de tests ont conduit pratiquement aux mêmes ordres d'intégrations pour 7 cas et ils diffèrent dans 3 cas.

IV. LA COINTEGRATION ET LE MODELE A CORRECTION D'ERREUR : UNE APPROCHE LINEAIRE

Le test de racine unitaire nous a permis de détecter l'ordre d'intégration des variables. La théorie de cointégration nous permet d'explorer des relations stables de long terme entre les variables non stationnaires et intégrées de même ordre, tout en analysant conjointement la dynamique de court terme.

Engle et Granger (1987) ont montré que les variables cointégrées peuvent être représentées sous forme d'un modèle à correction d'erreurs (ECM). Ils ont proposé aussi divers tests afin d'appréhender l'hypothèse de cointégration. La seule limite de cette approche réside dans le fait qu'elle nous permet d'avoir une seule relation de cointégration ce qui n'est pas toujours évident. Pour pallier aux insuffisances de cette méthode, Johansen (1988) a proposé le test du maximum de vraisemblance comme méthode permettant l'estimation des relations de cointégration. Cette méthode repose essentiellement sur la relation entre le rang d'une matrice (le nombre de vecteurs qui sont linéairement indépendants) et ses valeurs propres.

Certains chercheurs font appel au modèle à correction d'erreur dans un contexte où il n'y a pas eu lieu de le faire. Pour cette raison, Bernard.A et R.Gerald (2003) ont mis en revue la mesure des distorsions de niveau. Des auteurs qui ont proposé d'autres techniques permettant de corriger ces tests et de les rendre plus robustes.

A. Détermination des nombres de relations de cointégration dans le cas du taux de change Dinar/Euro

Dans le tableau relatif aux tests de stationnarité, la plupart des variables sont I(1), à part DTMM (différentiel du taux de marché monétaire) qui est stationnaire à son niveau. Même les variables qui ont été démontrées I(2) par la méthode de Phillips-Perron, ils sont différenciables d'ordre (1) d'après le test ADF. En s'appuyant sur l'approche de Johansen, comme

5ème Conférence Internationale en Economie-Gestion & Commerce International (EGCI-2017)

méthode d'estimation de cette relation de long terme, les tableaux ci-dessous (5) et (6) présentent respectivement les résultats obtenus par le test de la trace et le test de la valeur propre maximale.

La spécification retenue suppose l'absence de tendance dans la relation de cointégration. Ce choix peut être justifié économiquement en supposant que les relations de long terme entre les variables ne comportent pas de trend [Mignon (2002)]. Par contre l'introduction d'une constante s'avère parfois justifiée dans les spécifications en logarithme. Ce type de spécification des séries temporelles sont caractérisées par un trend linéaire à la baisse ou bien à la hausse. Nous avons essayé de notre part d'introduire la constante dans l'estimation de la relation de cointégration, mais les résultats auxquels nous avons abouti ne sont pas satisfaisants.

Toutes les variables choisis dans cette étude empirique sont en logarithme à part BOCGDPT, FLKGDPT et DIPPI. Cette combinaison de variables choisit après plusieurs essais, nous a conduit à des résultats qui semblent être satisfaisant. Soit donc la combinaison suivante :

(LOG(IRDTE), LOG(TET), LOG(TOT), LOG(GGDPT), BOCGDPT, FLKGDPT, DIPPI)

Les aux tests de la trace et de la valeur propre maximale.

TABLEAU III
LE TEST DE LA TRACE

Sample(adjusted): 1998:3 2007:4 Included observations: 38 after adjusting endpoints Trend assumption: No deterministic trend Series: LOGIRDTE LOGTET LOGTOT LOGGDPT BOCGDPT FLKGDPT DIPPI Lags interval (in first differences): 1 to 1				
<i>Unrestricted Cointegration Rank Test</i>				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.898073	246.1404	109.99	119.80
At most 1 **	0.763053	159.3674	82.49	90.45
At most 2 **	0.653867	104.6504	59.46	66.52
At most 3 **	0.603372	64.33501	39.89	45.58
At most 4 *	0.373035	29.19424	24.31	29.75
At most 5	0.250581	11.45341	12.53	16.31
At most 6	0.012866	0.492069	3.84	6.51

*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level
Trace test indicates 5 cointegrating equation(s) at the 5% level
Trace test indicates 4 cointegrating equation(s) at the 1% level

Le test de la trace effectué ici, suppose l'absence de la tendance dans la relation de cointégration. Economiquement, ceci suppose que les relations d'équilibre de long terme entre les variables ne dépendent pas d'un tend. Le tableau ci-dessus indique au plus la présence de cinq relations de cointégration entre les sept variables, au seuil de 5% ($11.45 < 12.53$).

TABLEAU IIIII
LE TEST DE LA VALEUR PROPRE MAXIMALE

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.898073	86.77303	41.51	47.15
At most 1 **	0.763053	54.71699	36.36	41.00
At most 2 **	0.653867	40.31541	30.04	35.17
At most 3 **	0.603372	35.14076	23.80	28.82
At most 4	0.373035	17.74083	17.89	22.99
At most 5	0.250581	10.96134	11.44	15.69
At most 6	0.012866	0.492069	3.84	6.51

*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level
Max-eigenvalue test indicates 4 cointegration equation(s) at both 5% and 1% levels

Les résultats sur le tableau III qui reposent sur la statistique λ_{max} montrent la présence de quatre relations de cointégration entre les variables pour un niveau de signification de 5% et 1%. En effet, la valeur propre maximale $\lambda_{max} = 17.74$, est inférieure aux valeurs critiques 17.89 pour un risque de 5% et 22.99 pour le risque de 1%. La statistique de la trace, révèle la présence de quatre relations de cointégration pour un niveau de risque de 1% et de 5 relations de cointégration pour un niveau de 5%.

Le logiciel Eviews permet une normalisation de façon à ce que les r premières séries soient normalisés à une matrice identité. Le tableau ci-dessous reporte l'estimation de la relation de la cointégration. Les valeurs entre parenthèses désignent les écarts types estimés associés aux coefficients estimés. Le coefficient de LOG(IRDTE) est normalisé, c'est-à-dire qu'il est choisi comme étant une variable endogène. Les autres variables LOG(BOCGDPT), LOG(FLKGDPT), ... sont considérées comme exogènes dans le modèle.

TABLEAU IV
ESTIMATION DE LA RELATION DE COINTEGRATION

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 622.3439						
Normalized cointegrating coefficients (std. err. in parentheses)						
LOGIRDTE	LOGTET	LOGTOT	LOGGDPT	BOCGDPT	FLKGDPT	DIPPI
1.000000	6.497701	-3.110164	-7.475684	-0.098113	0.174970	0.009707
	(1.25761)	(0.26914)	(1.73578)	(0.02301)	(0.01595)	(0.00414)

Les chiffres entres parenthèses désignent les écarts types.

Du tableau précédent, on dégage la relation suivante :

$$\begin{aligned} \text{LOGIRDTE} = & -6.497 \text{ LOGTET} + 3.110 \text{ LOGTOT} + 7.475 \text{ LOGGDPT} + 0.098 \text{ BOCGDPT} - \\ & (-5,166) \quad (11,555) \quad (4,306) \quad (4,263) \\ & 0.175 \text{ FLKGDPT} - 0.009 \text{ DIPPI} + z_t \\ & (-10,969) \quad (-2,344) \end{aligned}$$

Les chiffres entres parenthèses désignent les tests de Student.
 z_t est le terme résiduel.

5ème Conférence Internationale en Economie-Gestion & Commerce International (EGCI-2017)

L'analyse de cette dernière régression montre d'abord que tous les coefficients sont statistiquement significatifs puisque les valeurs absolues des tests de Student sont supérieures à la valeur critique 1,96 pour un niveau de risque de 5%. Les coefficients des variables en LOG, s'interprètent comme étant des élasticités. Par contre, les coefficients relatifs aux variables BOCGDPT, FLKGDPT et DIPPI s'annoncent comme étant des variations semi-logarithmiques. En ce qui concerne les signes des coefficients, il semble a priori que toutes les variables sont de bons signes. Les variables dotées d'un signe négatif, leur augmentation entraîne l'appréciation du taux de change réel et celles qui sont dotées d'un signe positif leur accroissement entraîne sa dépréciation. En effet, toute diminution du solde de la balance courante traduisant une amélioration de la compétitivité extérieure et entraîne une appréciation du taux de change réel. Alors qu'une augmentation du solde de la balance courante due à une détérioration du solde de la balance commerciale, entraîne la dépréciation du taux de change.

S'agissant maintenant des termes de l'échange (LOGTET), toute amélioration de son taux, due à une augmentation des prix à l'exportation, se traduit par une augmentation du revenu de l'Etat. Ceci réduit le déficit budgétaire, favorise la consommation des biens importés et des biens non-échangeables. Si le prix des importations est inchangé étant donné le poids négligeable de la Tunisie face au reste du monde, le prix des biens non échangeables augmente entraînant ainsi l'appréciation du taux de change réel.

En ce qui concerne le degré d'ouverture LOGTOT, son augmentation entraîne une augmentation en valeur du taux de change réel, et donc une dépréciation. La même remarque peut être attribuée au ratio de dépenses publiques LOGGDPT. En fait, l'augmentation dans les dépenses du gouvernement en Tunisie favorise la consommation des biens échangeables dont le prix va augmenter ce qui explique cette dépréciation.

Les autres variables représentant respectivement le flux de capitaux FLKGDPT et le différentiel de productivité (DIPPI), leur augmentation conduit à une appréciation du taux de change réel. En effet, les entrées de capitaux entraînent un accroissement dans la demande des biens non-échangeables et contribuent ainsi, à l'augmentation de leur prix ce qui explique cette appréciation. Ce résultat a été prouvé par Edwards (1989). Quant au différentiel de productivité, celui-ci découle de l'effet Balassa-Samuelson qui montre qu'un accroissement de la productivité qui se manifeste dans le secteur des biens échangeables. Les gains de productivité dans le secteur des biens non-échangeables se traduisent par un accroissement de prix de ces biens, d'où l'appréciation du taux de change réel.

B. L'estimation du modèle ECM

Lorsque les séries sont non stationnaires et cointégrées, il convient d'estimer leurs relations de court terme via un modèle vectoriel à correction d'erreur ECM. Les modèles à correction d'erreurs permettent donc de mesurer conjointement les dynamiques de court terme représentées par

les variables en différence première et de long terme via les variables en niveau. Par conséquent, tous les termes inclus dans un modèle ECM sont stationnaires. Engle et Granger (1987) ont démontré que toutes les séries cointégrées peuvent être représentées par un ECM. Les résultats d'estimation sont reportés dans les tableaux ci-dessous. Le tableau (8) exprime le lien qui existe entre les variables retardées d'ordre (1). Le tableau (9) décrit le lien de court terme entre la différentielle des fondamentaux y compris le taux de change réel et les différentielles d'ordre 1 et 2 de ces mêmes variables.

TABLEAU V
ESTIMATION D'UNE EQUATION DE COINTEGRATION

LOGIRDTE(-1)	LOGTET(-1)	LOGTOT(-1)	LOGGDPT(-1)	BOCGDPT(-1)	FLKGDPT(-1)	DIPPI(-1)	C
1.000000	-6.752484	4.289194	22.70034	0.246059	-0.299924	0.031494	-54.78867
	(1.49747)	(0.44811)	(1.86116)	(0.02997)	(0.02251)	(0.00453)	
	[-4.50925]	[9.57184]	[12.1968]	[8.20928]	[-13.3216]	[6.94538]	

TABLEAU VI
ESTIMATION DU MODELE ECM

Error Correction:	D(LOGIRDTE)	D(LOGTET)	D(LOGTOT)	D(LOGGDPT)	D(BOCGDPT)	D(FLKGDPT)	D(DIPPI)
CointEq1	-0.070350 (0.03714) [-1.89432]	-0.008289 (0.00245) [-3.37669]	0.002015 (0.01997) [0.10090]	0.009105 (0.00416) [2.19074]	-0.668880 (0.17109) [-3.90948]	1.662976 (0.63845) [2.60470]	-17.25375 (6.67555) [-2.58462]
D(LOGIRDTE(-1))	-0.295193 (0.20529) [-1.43793]	-0.008003 (0.01357) [-0.58974]	-0.013000 (0.11039) [-0.11776]	-0.014120 (0.02297) [-0.61462]	-0.722979 (0.94577) [-0.76443]	-3.477759 (3.52928) [-0.98540]	41.3261 (36.901) [1.1199]
D(LOGIRDTE(-2))	-0.380490 (0.19887) [-1.91330]	-0.012834 (0.01315) [-0.97636]	0.064236 (0.10694) [0.60067]	-0.029256 (0.02226) [-1.31457]	-1.484214 (0.91617) [-1.62001]	0.452012 (3.41883) [0.13221]	38.9491 (35.746) [1.0895]
D(LOGTET(-1))	-2.595685 (3.73328) [-0.69528]	1.060884 (0.24677) [4.29909]	1.022555 (2.00757) [0.50935]	-0.141814 (0.41779) [-0.33944]	-6.924755 (17.1992) [-0.40262]	2.929509 (64.1813) [0.04564]	-130.980 (671.06) [-0.1951]
D(LOGTET(-2))	-2.674376 (3.71236) [-0.72040]	-0.536645 (0.24539) [-2.18694]	-1.393453 (1.99632) [-0.69801]	0.450522 (0.41545) [1.08441]	-7.476447 (17.1028) [-0.43715]	49.12431 (63.8216) [0.76971]	-145.673 (667.30) [-0.2183]
D(LOGTOT(-1))	0.390443 (0.33536) [1.16424]	0.015088 (0.02217) [0.68063]	1.409301 (0.18034) [7.81467]	-0.005613 (0.03753) [-0.14956]	0.647787 (1.54501) [0.41928]	-1.844610 (5.76543) [-0.31994]	25.2951 (60.282) [0.4196]
D(LOGTOT(-2))	0.550763 (0.54699) [1.00690]	0.079851 (0.03616) [2.20854]	-0.899721 (0.29414) [-3.05880]	-0.122010 (0.06121) [-1.99319]	4.103455 (2.51997) [1.62837]	-14.15801 (9.40361) [-1.50559]	180.311 (98.322) [1.8338]
D(LOGGDPT(-1))	4.620033 (2.51919) [1.83393]	0.375931 (0.16652) [2.25760]	0.582323 (1.35469) [0.42986]	1.365597 (0.28192) [4.84385]	3.845791 (11.6059) [0.33136]	-31.00998 (43.3091) [-0.71602]	-475.669 (452.83) [-1.0504]
D(LOGGDPT(-2))	0.511463 (2.71696)	-0.041271 (0.17959)	-1.347467 (1.46104)	-0.968918 (0.30406)	20.85918 (12.5170)	-47.80354 (46.7090)	1262.75 (488.38)

V. CONCLUSION

	[0.18825]	[-0.22980]	[-0.92227]	[-3.18665]	[1.66647]	[-1.02343]
D(BOCGDPT(-1))	-0.070241 (0.03366) [-2.08681]	-0.005406 (0.00222) [-2.42994]	-0.005669 (0.01810) [-0.31320]	0.004489 (0.00377) [1.19165]	0.806007 (0.15507) [5.19768]	1.300335 (0.57867) [2.24712]
D(BOCGDPT(-2))	0.036235 (0.02406) [1.50598]	0.001865 (0.00159) [1.17250]	0.021930 (0.01294) [1.69491]	-0.000664 (0.00269) [-0.24658]	-0.517904 (0.11085) [-4.67211]	-0.481728 (0.41365) [-1.16457]
D(FKGDPT(-1))	-0.027661 (0.01846) [-1.49833]	-0.001326 (0.00122) [-1.08678]	0.001659 (0.00993) [0.16710]	-0.002339 (0.00207) [-1.13220]	0.042417 (0.08505) [0.49873]	1.161869 (0.31738) [3.66084]
D(FKGDPT(-2))	-0.028174 (0.02681) [-1.05103]	-0.001752 (0.00177) [-0.98858]	-0.000945 (0.01442) [-0.06557]	0.004990 (0.00300) [1.66325]	-0.289471 (0.12350) [-2.34395]	0.119630 (0.46085) [0.25959]
D(DIPI(-1))	0.000102 (0.00122) [0.08319]	0.000183 (8.1E-05) [2.26164]	0.000250 (0.00066) [0.37968]	-0.000281 (0.00014) [-2.05434]	0.017632 (0.00564) [3.12664]	-0.034293 (0.02104) [-1.62961]
D(DIPI(-2))	0.000477 (0.00104) [0.45802]	0.000160 (6.9E-05) [2.32879]	0.000364 (0.00056) [0.65084]	-0.000106 (0.00012) [-0.91144]	0.008656 (0.00479) [1.80587]	-0.025211 (0.01789) [-1.40955]
C	0.007168 (0.00532) [1.34676]	-0.000970 (0.00035) [-2.75591]	0.001528 (0.00286) [0.53394]	0.000653 (0.00060) [1.09562]	-0.015767 (0.02452) [-0.64307]	0.115760 (0.09150) [1.26519]
R-squared	0.555919	0.967482	0.872317	0.929312	0.948515	0.860022
Adj. R-squared	0.238719	0.944255	0.781114	0.878821	0.911739	0.760038
Sum of sq. resid.	0.004630	2.02E-05	0.001339	5.80E-05	0.098263	1.368323
S.E. equation	0.014848	0.000981	0.007984	0.001662	0.068405	0.255261
F-statistic	1.752579	41.65317	9.564631	18.40542	25.79213	8.601582
Log likelihood	113.7436	214.2574	136.6971	194.7757	57.22326	8.499916
Akaike AIC	-5.283439	-10.71662	-6.524168	-9.663551	-2.228285	0.405410
Schwarz SC	-4.586826	-10.02000	-5.827555	-8.966938	-1.531671	1.102023
Mean dependent	0.006794	-0.001644	0.009891	-0.002711	-0.011486	0.015596
S.D. dependent	0.017017	0.004157	0.017066	0.004773	0.230251	0.521091
Determinant Residual Covariance		2.55E-24				
Log Likelihood		710.8887				
Log Likelihood (d.f. adjusted)		637.5405				
Akaike Information Criteria		-28.02922				
Schwarz Criteria		-22.84816				

Les chiffres entre parenthèses désignent respectivement l'écart type et le t de Student.

Les résultats de l'estimation d'une équation de cointégration dans le tableau V montrent que le taux de change réel à t-1 est une fonction décroissante du taux d'ouverture, des dépenses publiques et de la balance courante mesurées toutes à t-1. Cela implique qu'une augmentation d'une unité dans l'une de ces variables entraîne une appréciation, alors qu'une baisse d'une unité entraîne la dépréciation. Le taux de change réel à t-1 est aussi une fonction croissante des termes de l'échange et des flux de capitaux qui sont mesurés pendant cette période.

Les résultats issus du tableau VI montrent que le coefficient associé au force de rappel est négatif (-0,070) et significativement différent de zéro au seuil statistique de 5%. La valeur critique du test de Student étant égale à 1,90. Il existe donc un mécanisme de correction d'erreur : à long terme les déséquilibres entre le taux de change et les autres fondamentaux se compensent de sorte que les séries aient une évolution constante. On remarque également que le taux de croissance de D(LOGIRDTE) dépend de son passé décalé de deux périodes, du passé du différentiel du PIB et du taux de croissance du solde de la balance courante D(BOCGDPT-1) au seuil statistique de 5%. Les autres colonnes du tableau traduisent le taux de croissance des autres fondamentaux en fonction de leurs passés en différence première et seconde, la seule remarque à faire concerne le taux de change qui n'exerce aucun effet significatif sur la croissance des autres variables.

Dans ce travail, nous sommes inspirés des modèles macroéconomiques de taux de change pour proposer un modèle économétrique reliant le taux de change du Dinar/Euro à une batterie de variables macroéconomiques comme, les termes de change, le degré d'ouverture, le différentiel de productivité. L'encrage à l'Euro est justifié par les relations des échanges des biens et services liant la Tunisie avec l'Union Européenne le partenaire commercial le plus important.

La démarche économétrique utilisée pour étudier les relations de long terme entre le taux de change réel et ses fondamentaux, repose sur les tests de racine unitaire, les tests de cointégration de Johansen et le modèle à correction d'erreur. Les résultats auxquels nous sommes parvenus montrent que la plupart des variables sont stationnaires en différences première. Les variables non stationnaires sont utilisées dans un même modèle pour déterminer les relations de cointégration. Les tests de la trace nous ont permis d'avoir cinq relations de cointégration, alors qu'avec le test de la valeur propre maximale, nous avons quatre relations seulement. Le premier vecteur de cointégration estimé, qui correspond au maximum des valeurs propres, montrent la conformité des résultats entre la théorie et la pratique.

A long terme, nous avons montré que les variables représentant respectivement les termes de change, le flux de capitaux et le différentiel de productivité exercent un effet négatif sur le taux de change Dinar/Euro. Toute augmentation de l'une de ces variables entraîne alors une appréciation. Par contre, les variables désignant respectivement le taux d'ouverture, le ratio des dépenses publiques et le ratio de la balance courante influent positivement sur le taux de change réel. Leur accroissement entraîne la dépréciation de la monnaie nationale en termes réel. L'estimation d'un modèle à correction d'erreur a montré qu'à court terme, le taux de change réel est influencé par son passé décalé de deux périodes, dépend aussi du différentiel du ratio de PIB et de la balance courante retardés d'une période. La force de rappel vers l'équilibre ou ajustement est négative et statistiquement significative.

REFERENCES

- [1] Abbate F (2001), « L'Intégration de la Tunisie dans l'Economie Mondiale: Opportunités et Défis » Conférence des Nations unies sur le Commerce et le Développement Programme des Nations Unies sur le Développement. www.globalprogramme.org/tunisie.
- [2] Adouka, L. Ait Ziane, K. Bougelli, Z. et Benbouziane, M. (2011), « Les Déterminants du Taux de Change à L'horizon Court, Moyen et Long », International Research Journal of Finance and Economics
- [3] Aron, J, Elbadawi, I. et Kahn B, (1997), «Determinants of the Real Exchange Rate in South Africa», Centre for the Study of African Economies, WPS/97-16, publication du CSAE, Oxford
- [4] Bernard, A. et Gerald, R. (2003), « Etude des Distorsions de Niveau des tests de Johansen pour la Cointégration » Cahier de Recherche 03-08, Département d'économique Université de Sherbrooke Novembre 2003
- [5] Bouiyou, J. Marimoutou, V. & Rey1, S. (2004), « Taux de Change Réel d'Equilibre et Politique de Change au Maroc : une Approche Non Paramétrique » Économie internationale 97, p. 81-104.

5ème Conférence Internationale en Economie-Gestion & Commerce International (EGCI-2017)

- [6] Chicoine, P (2004), «Les Déterminants Fondamentaux du Taux de Change Réel à Long Terme une Approche Natrex sur le Dollar Canadien» Mémoire Présenté en vue de l'Obtention de Grade Maitre Assistant, HEC Montréal
- [7] Chinn. M (1999) «Before The Fall: Where East Asian Currencies Overvalued?» NBER Working Paper N°6491.
- [8] Clark, P. and MacDonald, R., (1998), «Exchange Rates and Economic Fundamentals : A Methodological Comparison of BEERs and FEERs. » IMF Working Paper n.98/67, may, International Monetary Fund.
- [9] Coudert, V, (1999), «Comment Définir un Taux de Change d'Equilibre pour les Pays Emergents? », Economie Internationale, la Revue CEPII n° 77, 1er Trimestre 1999.
- [10] Edwards, S. (1988 a), «Exchange Rate Misalignment in Developing Countries», Baltimore MD : Johns Hopkins University Press.
- [11] Edwards.S (1988 b), «Structural Adjustment in Highly Indebted Countries», The Developing Countries Debt Crisis, University of Chicago Press.
- [12] Edwards.S (1989), Real Exchange Rate , Devaluation and Adjustment-Exchange Rate Policy in Developing Countries, Publié par MIT Press, Combridge.
- [13] Edwards, Sebastian; Savastano, Miguel A (1999): « Exchange Rates in Emerging Economies: What Do We Know? What Do We Need to Know?», NBER Working Paper 7228, Princeton University Press.
- [14] Elbadawi I, (1994), «Estimating Long Run-Equilibrium Exchange Rates», dans Williams,Joh: Estimating Equilibrium Exchange Rates, Institute for Real Economics, Washington,D.C.
- [15] Engle, R. and C. Granger, (1987) "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and testing", *Econometrica*, vol. 35, pp. 251-76.
- [17] IEQ (2003), "Evolution du Taux de Change du Dinar (1961-2000):Une Approche du Taux de Change d'Equilibre", les Cahiers de l'IEQ Tunisie 2003.
- [18] Johansen,S (1988), «Statistical analysis of cointegration vectors », *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, p. 231-254
- [19] Lalonde, R et Sabourin, P. (2003), « Modélisation et prévision du taux de change réel effectif américain », Working Paper 2003-03.
- [20] Marouani. A (2000), « Le rôle des marchés monétaire et financier dans le cadre de la zone Euro"Analyse comparative du Maroc, de la Tunisie, de la Turquie et d'Israël », FEMISE Research Project.
- [21] Marrakchi F. (2008), « Taux de Change Réel d'Equilibre et Mésalignement : Enseignements d'un modèle VAR-ECM pour le cas de la Tunisie », *Panoeconomicus* (2008)
- [22] Mouley, S. (1998), « Implications Macro-Economiques Externes de l'Euro et Options de Regimes de Change pour les PTM et les PECO : une Analyse Comparative Tunisie – Pologne », *Revue Economique*.
- [23] Mouley .S et Ben Marzouka, T. (1997) : « Evolution de la parité Dinar-Euro dans la perspective d'une convertibilité intégrale : cas de la Tunisie" *Revue des Sciences Juridiques, Economiques et de Gestion de Sousse* Vol I N°2 ; Déc. 1997)
- [24] Mussa, M, Masson, P, Swoboda, A, Jadresic, Z, Mauro, P, Bertg, A, (2000). « Exchange Rate Regimes in an Increasingly Integrated World Economy», *Occasional Paper 193*, Fonds monétaire international.
- [25] Nelson, C. Plosser, C. (1982), «Trends and Random Walks in Macroeconomics Time Series: Some Evidence and Implications», *Journal of Monetary Economics*, 10, 139-162.
- [26] Phillips P.CB et Perron P, (1988), «Testing for a unit Root in a Time Series Regression», *Biometrika*, 75, 335-346.
- [27] Prebisch R, (1959), «Commercial Policy in the Underdeveloped Countries», *American Economic Review*, pp 251-273.
- [28] Williamson J (1994), « Estimates of FEERS» dans Williamson J(Ed), *Estimating Equilibrium Exchange Rates*, Institute for International Economics, Washington.