
Région et Développement

n° 51-2020

www.regionetdeveloppement.org

Transferts de fonds des migrants et mésalignement du change réel

Nader NEFZI*

Joël OUDINET**

Mouez SOUSSI***

Résumé – L'impact des transferts de fonds des migrants sur le taux de change effectif réel TCER est analysé pour un panel de trois pays du Maghreb, la Tunisie, le Maroc et l'Algérie, entre 1980 et 2015, à l'aide de la méthode des moindres carrés généralisés estimés réalisables (MCGE ou FGLS, « feasible generalized least squares ») qui permet d'obtenir des estimations cohérentes et efficaces et de réduire le biais. Les résultats montrent, contrairement à ce qui est constaté pour les pays d'Amérique latine, que l'afflux des transferts de fonds entraîne non pas une appréciation mais une très légère dépréciation du TCER à long terme. Ce taux de change effectif réel d'équilibre, estimé sur la base de ses fondamentaux macroéconomiques, permet de calculer son mésalignement avec le TCER observé. En période de surévaluation, les transferts de migrants ont tendance à réduire ce mésalignement. En effet, les monnaies sont moins surévaluées lorsque les transferts sont pris en compte. En période de sous-évaluation, comme c'est le cas plus récemment, les transferts ont tendance à accentuer légèrement cet effet, notamment dans le cas tunisien et à un moindre degré dans le cas algérien. En conséquence, les transferts par leur impact sur le taux de change n'ont pas d'incidence négative sur la compétitivité prix des trois pays du Maghreb. L'usage des transferts par les familles récipiendaires, les caractéristiques contracycliques des transferts des migrants, le rôle du secteur financier et la politique de change menée réduisent le risque de surévaluation du change, et le « syndrome hollandais » qui en découlerait.

Classification JEL

F22, F31, F40

Mots-clés

Transferts de fonds
Taux de change effectif réel
Syndrome hollandais
Migration

* Université Sorbonne Paris Nord, CEPN, CNRS, UMR 7234 ; nader.nefzi@univ-paris13.fr

** Université Sorbonne Paris Nord, CEPN, CNRS, UMR 7234 ; Institut des Migrations ; joel.oudinet@univ-paris13.fr

*** Institut des Hautes Etudes Commerciales de Carthage, PS2D, Tunisie ; mouez.soussi@gmail.com

1. INTRODUCTION

Les flux de capitaux sous forme des transferts de fonds des migrants représentent une source stable, croissante et indispensable pour les pays en développement. Pour les pays du Maghreb, leurs montants dépassent largement les autres types d'entrées des devises comme l'investissement direct à l'étranger et l'aide publique au développement. Pour la Tunisie, les transferts atteignent en 2019, 1,936 milliard \$ soit 5,3% du PIB et le poids est encore plus fort au Maroc (7,07 milliards \$ et 5,8% du PIB). Même en Algérie, les transferts sont devenus la première source de capitaux depuis la chute des IDE en 2012 (voir figure 1). Le montant des envois est pourtant moindre que celui de leurs voisins (1,83 milliard \$ et 1% du PIB) car une part, au moins, aussi importante des transferts n'est pas comptabilisée dans les statistiques des balances de paiement car elle passe par des canaux informels.

Les transferts des migrants ont un rôle reconnu dans la réduction de la pauvreté pour l'ensemble des pays récipiendaires à faible revenu (Adams et Page, 2005), dont ceux d'Afrique du Nord (Adams, 1991 ; Margolis et al., 2015). Par contre, leur impact positif sur l'éducation et la croissance du PIB est plus incertaine car elle dépend de la spécificité des pays (Barguelli et al., 2013 ; Giuliano et Ruiz-Arranz, 2009). En effet, l'impact des transferts des migrants sur la croissance passe par de nombreux canaux dont celui de la compétitivité et du taux de change effectif relatif (Barajas et al., 2010).

Les transferts constituent une source de devises plus stable que les autres flux de capitaux privés et présentent un caractère contra cyclique (Ratha, 2003). Mais ils peuvent aussi provoquer des effets négatifs, comme une augmentation des importations et des déficits de la balance commerciale de leur pays de destination (« effet boomerang »). De plus, quand le pays est fondé sur une monnaie non convertible, les tensions inflationnistes peuvent être source d'effets pervers (Euroisation, développement d'un marché des changes parallèle).

Enfin, les transferts de fonds risquent d'induire une augmentation de la demande supérieure à la capacité de production de l'économie. Si cela concerne des biens échangeables au sein du commerce international, cela peut provoquer une appréciation du taux de change effectif réel dans le pays qui réduirait à long terme la compétitivité des entreprises locales, redirigerait les ressources vers les biens non échangeables. Ce mécanisme nommé syndrome hollandais ou « Dutch disease » est connu pour des économies abondamment dotées en ressources naturelles et l'Algérie, avec son industrie pétrolière qui représente 97% de ses exportations et la moitié de ses recettes publiques, souffre déjà de ce syndrome.

Est-ce que les transferts de fonds des migrants, qui peuvent être aussi considérés comme une rente de devises, peuvent aussi déséquilibrer les monnaies, accroître un mésalignement du change réel et risquer de provoquer à terme ce même syndrome dans les pays du Maghreb?

Le taux de change réel a des conséquences négatives sur l'économie lorsqu'il est surévalué par rapport à son équilibre de long terme. En effet, cette surévaluation réduit la compétitivité-prix du pays vis-à-vis de ses principaux partenaires commerciaux.

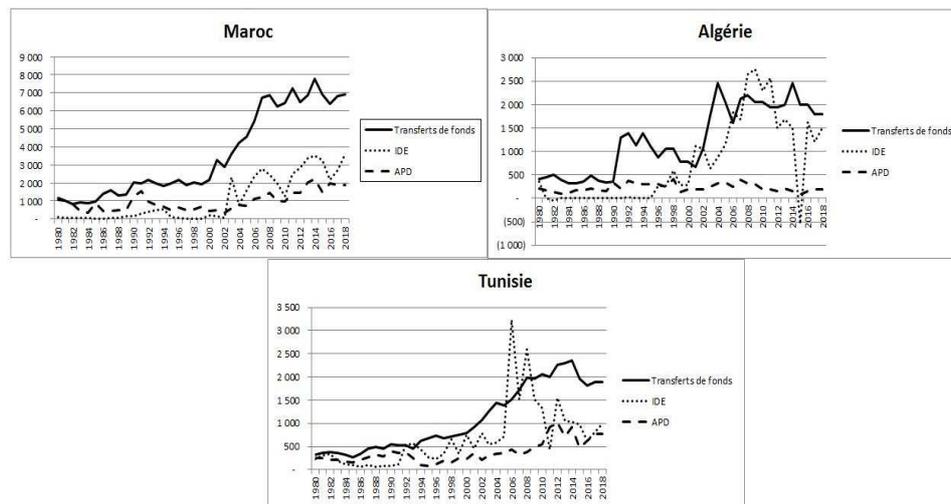
La surévaluation (sous-évaluation) peut être expliquée soit par la dépréciation (appréciation) du taux de change réel d'équilibre, soit par l'appréciation (dépréciation) du TCER, Cette dernière peut elle-même être expliquée par l'appréciation (dépréciation) de la monnaie nationale par rapport aux monnaies des principaux partenaires commerciaux, ou par une inflation nationale plus élevée (faible) que celle des principaux pays partenaires.

Pour répondre à cette problématique, il faut donc examiner les effets des transferts de fonds des migrants sur le taux de change réel d'équilibre de long terme, et

ensuite vérifier le mésalignement (surévaluation ou sous-évaluation) de la monnaie des trois pays du Maghreb, en comparant le TCER observé avec le taux de change réel d'équilibre estimé. Une surévaluation durable de la monnaie de ces trois pays risque, en effet, d'affecter la compétitivité-prix des industries de biens échangeables et provoquer un syndrome hollandais avec une disparition à long terme des entreprises nationales peu compétitives, une désindustrialisation au profit du secteur de biens non échangeables.

La seconde section de l'article présente une revue de littérature des études sur la relation entre les transferts de fonds et le taux de change effectif réel. Dans la section 3, nous présentons le modèle théorique décrivant les fondamentaux du taux de change effectif réel sur le long terme. La quatrième section est consacrée aux sources des données de panel et à la méthodologie économétrique choisie, des moindres carrés généralisés estimés réalisables (MCGE ou FGLS, « feasible generalized least squares »). Les résultats de l'estimation et de leur robustesse décrivant l'effet sur le taux de change d'équilibre de long terme sont commentés en section 5. La sixième section décrit l'impact des transferts sur le mésalignement et la conclusion synthétise les résultats et les recommandations.

Figure 1: Évolution des flux de capitaux des pays du Maghreb



Source : auteurs.

2. L'IMPACT DES TRANSFERTS SUR LE TAUX DE CHANGE

La littérature montre que les effets des transferts de fonds des migrants sur le TCER diffèrent d'une économie à une autre selon les politiques de change, l'ouverture commerciale et la taille du pays (Barajas et al., 2010). Certains pays ont une appréciation de leur taux de change suite à l'afflux de devises quand d'autres pays voient leurs monnaies se déprécier, et pour d'autres pays, il n'y a pas d'effet significatif.

Parmi les études qui constatent que les transferts de devises des migrants provoquent une appréciation du TCER, on peut citer celle de Barajas et al. (2010) qui explique cette appréciation par un accroissement de la demande des biens d'importation et une baisse des biens de produits domestiques. Plusieurs études sur les pays d'Amérique latine confirment que les transferts des migrants sont à l'origine d'une appréciation du TCER (Amuedo-Dorantes et Pozo, 2004 ; Fuentes et Herrera, 2008 ;

Hassan et Holmes, 2013 ; Lopez et al., 2008). Des résultats similaires ont été obtenus pour le Cap-Vert (Bourdet et Falck, 2006) et pour les pays d'Asie du Sud (Roy et Dixon, 2015). Pour les pays de notre étude, on peut citer Chnaina et Makhoulf (2015) qui indiquent qu'une augmentation de 1% des transferts sur le PIB engendrait une appréciation de 0,39% du TCER en Tunisie. Mais ce résultat obtenu à l'aide d'un modèle à correction d'erreur est critiquable pour des variables qui ne sont pas de même ordre.

Par contre, d'autres études révèlent une relation négative entre les transferts des migrants et le taux de change réel. C'est le cas en Jamaïque, où les transferts de fonds provoquent une dépréciation du taux de change réel selon Barrett (2014), à partir d'un modèle intégrant les dépenses publiques, l'aide publique au développement et les termes de l'échange comme variables de contrôle. Un résultat identique a été trouvé pour la Tanzanie dans une étude centrée sur l'impact de l'aide au développement sur le TCER (Li et Rowe, 2007). C'est aussi dans le cas dans une étude récente sur un panel de neuf pays de la région MENA (Brahim et al., 2018).

Enfin, un certain nombre d'études ne trouvent pas de relation significative entre les transferts de fonds et le taux de change réel à long terme, comme pour les pays d'Amérique centrale (Izquierdo et Montiel, 2006 ; Vargas-Silva, 2009). Une étude de Mongardini et Rayner (2009), pour les pays d'Afrique subsaharienne, montre que les transferts de fonds n'induisent pas d'appréciation du TCER, et ne sont donc pas susceptibles de provoquer des effets du syndrome hollandais. Ils soulignent que les transferts de fonds peuvent être utilisés pour alléger les contraintes d'approvisionnement ou stimuler la productivité dans le secteur des biens non échangeables dans les économies bénéficiaires.

Toutes ces études économétriques sont centrées sur le rôle des transferts dans l'appréciation ou la dépréciation du taux de change réel. Enfin, certains articles analysent l'impact sur le mésalignement et d'autres ont directement estimé les effets des transferts sur la réduction du secteur non échangeable, second symptôme du syndrome hollandais avec l'appréciation du change.

Lartey et al. (2012) pour un panel de pays en développement et Mughal et Makhoulf (2013) pour le Pakistan, ont trouvé un risque de transfert des productions de biens marchands vers des biens non marchands. Lopez et al. (2008) estiment à travers un impact sur le mésalignement du change en Amérique latine qu'une partie de la variation est due aux transferts des migrants vers les pays d'Amérique.

On peut enfin citer deux articles qui étudient l'effet des transferts à l'aide de modèles bayésiens.

Rajan et Subramanian (2005) analysent directement le rôle de l'aide au développement et des transferts sur la compétitivité et la diminution de la part des industries à forte intensité de main d'œuvre sur un panel de 47 pays développés. Contrairement à l'aide au développement, les transferts des migrants n'affectent pas la compétitivité des pays récipiendaires.

Acosta et al. (2009) expliquent ce syndrome hollandais au Salvador par la baisse de l'offre de main-d'œuvre et l'augmentation de la demande de consommation qui est biaisée par rapport aux biens non échangeables mais, par contre, ils constatent que les transferts des migrants améliorent le bien-être des ménages et augmentent les niveaux de consommation et de loisirs.

Le rôle des politiques de change décidées par les pays est important car elles peuvent permettre d'éviter un syndrome hollandais (Chowdhury et Rabbi, 2011). Soulignons que les pays, pour lesquels, le risque d'appréciation a été montré, comme ceux d'Amérique du Sud, ont souvent des régimes de change flottants.

C'est pour cela que Singer (2010) montre que les envois de fonds des migrants poussent les gouvernements à l'adoption de régime de change fixe.

Dans les pays où le marché parallèle des devises est développé, les migrants ont la possibilité d'échanger leurs envois de fonds soit par le marché noir, soit par les canaux officiels. Cette décision dépend principalement de la différence qui existe entre les taux de change disponibles sur les deux marchés. Dans le cadre de l'Égypte, il semble que les transferts de fonds enregistrés étaient négativement corrélés avec le taux de change du marché noir (El-Sakka et McNabb, 1999).

Le développement financier du pays récepteur peut aussi atténuer cet effet : la pression à la hausse sur le taux de change réel, provoquée par les opportunités d'investissement dans les secteurs financiers, est plus faible si les marchés financiers sont plus profonds et plus sophistiqués (Lartey et al., 2012).

Les risques de syndrome hollandais peuvent être aussi affaiblis voire renversés selon plusieurs facteurs importants comme le degré d'ouverture, la mobilité des facteurs entre les secteurs nationaux, la contre-cyclicité des transferts de fonds, la part de la consommation dans les biens échangeables et la sensibilité d'un pays vis-à-vis de la prime de risque des envois de fonds (Barajas et al., 2010).

3. SPÉCIFICATION DU MODÈLE THÉORIQUE

Pour analyser les effets des principaux déterminants du taux de change réel sur le long terme dans les pays en développement, en mettant particulièrement l'accent sur le rôle des transferts de fonds des migrants, nous nous appuyons sur le modèle théorique de Baffes et al. (1999), Edwards (1989, 1994) et Williamson (1994), qui permet d'équilibrer simultanément la balance des paiements en termes d'échanges extérieurs et intérieurs. Leur modèle nous sert de point de départ, en intégrant ensuite les transferts de fonds comme des entrées de capitaux. On considère une petite économie ouverte avec trois types de biens – biens exportés, biens d'importés et biens non échangeables – en supposant que les entreprises nationales produisent à la fois des biens échangeables (exportés) et non échangeables et que les ménages consomment à la fois des biens échangeables (importés) et non échangeables.

Dans ce modèle, il est supposé que le pays n'échange qu'avec un seul pays dans un régime de changes flottants. Le taux de change réel (TCR) est défini comme le rapport entre les prix relatifs des biens échangeables et les prix des biens non échangeables multiplié par le taux de change nominal entre deux monnaies. Cette relation prend la forme suivante :

$$TCR = \frac{P_E}{P_N} * TCN \quad (1)$$

où P_E représente les prix relatifs des biens échangeables, P_N , les prix relatifs des biens non échangeables et le TCN, le taux de change nominal¹. Une augmentation de ce taux réel reflète une dépréciation réelle. Les prix relatifs des biens échangeables (P_E) comprennent les prix des biens importables (P_M) et des biens exportables (P_X).

Le modèle doit assurer simultanément l'équilibre interne et externe de la balance des paiements d'un pays.

L'équilibre interne, qui correspond à l'équilibre sur le marché domestique des biens non échangeables est exprimé par l'équation 2 suivante :

$$C_M(P_M, Y) = Q_x(P_X, prod) \quad (2)$$

¹ Le taux de change nominal TCN est côté au certain.

L'offre dépend des prix relatifs des biens exportables par rapport aux biens non échangeables et de la productivité $prod$:

$$Q_x(Px, prod) = Q_E + Q_N \quad (2.a)$$

avec $\left(\frac{dQ_x}{dPx} < 0\right)$ et $\left(\frac{dQ_x}{dprod} < 0\right)$ et $Q'_E > 0$ et $Q'_N < 0$.

Q_x est la production totale des biens, (Q_E) la production des biens échangeables (exportables) et (Q_N) la production des biens non échangeables.

La demande de biens échangeables et non échangeables dépend des prix relatifs des biens importables et du revenu Y .

$$C_M(P_M, Y) = C_E + C_N \quad (2.b)$$

avec $\left(\frac{dC_M}{dP_M} > 0\right)$ et $\left(\frac{dC_M}{dY} > 0\right)$ et avec $C_E < 0$ et $C_N > 0$.

C_M désigne la consommation totale des biens, (C_E) la consommation des biens échangeables (importables) et (C_N) la consommation des biens non échangeables.

L'équilibre externe qui est atteint lorsque la position créditrice nette du pays est en équilibre, prend la forme suivante :

$$F = BC + AEN + KI + \Delta R \quad (3)$$

où BC représente la balance commerciale, AEN , les actifs étrangers nets, KI les entrées de capitaux internationaux et ΔR , la variation des réserves de change du pays.

Pour assurer l'équilibre externe il faut que $F = 0$, on obtient :

$$\Delta R = BC + AEN + KI \quad (3.a)$$

Les réserves de change reflètent la position monétaire du pays vis-à-vis du reste du monde. Une baisse du compte courant ou financier se traduit par une diminution des réserves de change du pays.

Les entrées de capitaux internationaux (KI) comprennent trois types de flux de devises : les transferts de fonds des migrants (TF), l'aide publique au développement (APD) et les investissements directs à l'étranger (IDE) :

$$KI = APD + IDE + TF \quad (3.b)$$

La balance commerciale est définie comme la différence entre l'offre et la demande des biens échangeables (du secteur public G_T et du secteur privé C_T). Une dépréciation réelle du change entraîne une augmentation de l'offre des biens échangeables. Cette augmentation de l'offre provoque un accroissement de la productivité exposée.

$$BC = Y_E(TCR, prod) - G_T - C_T \quad (3.c)$$

avec $\frac{dY_E}{dTCR} < 0$ et $\frac{dY_E}{dprod} > 0$.

En remplaçant les équations (3.b) et (3.c) dans l'équation de l'équilibre externe (3.a), on obtient la relation suivante :

$$\Delta R = Y_E(TCR, prod) - G_T - C_T + APD + IDE + TF = 0 \quad (4)$$

Le taux de change réel d'équilibre permet d'assurer simultanément l'équilibre interne (équation 2) et externe (équation 3).

Deux autres variables, directement présentes dans la balance commerciale et les prix des produits échangeables, sont fondamentales dans la relation d'équilibre du taux de change réel : les termes de l'échange et l'ouverture commerciale (Montiel, 1999).

Les termes de l'échange d'un pays sont le ratio des prix des biens exportables aux prix des biens importables ($TE = \frac{P_X}{P_M}$) et l'ouverture commerciale (OC) est égale à la somme des exportations et des importations de biens échangeables et non échangeables mesurés par rapport au produit intérieur brut.

Pour analyser l'impact des transferts de fonds des migrants sur le taux de change réel d'équilibre, notre modèle intégrera toutes ces variables fondamentales.

$$TCRE = TCR(G, prod, IDE, APD, TF, AEN, TE, OC) \quad (5)$$

Le taux de change réel d'équilibre TCRE dépend de la consommation publique (G), de la productivité ($prod$), de l'investissement direct étranger (IDE), de l'aide publique au développement (APD), des transferts de fonds (TF), de l'ouverture commerciale (OC), des termes de l'échange (TE) et des actifs étrangers nets (AEN). Les définitions sont en annexe (tableau A1).

Quels sont les effets attendus de ces variables sur le taux de change de long terme ?

En théorie, l'effet attendu sur le taux de change réel à long terme dépend de la nature de l'utilisation des *dépenses publiques* (G) et de la politique budgétaire adoptée par le pays. En effet, lorsque les dépenses publiques sont orientées vers la consommation de biens non échangeables, elles exercent une pression à la hausse sur les prix relatifs des biens non échangeables et provoquent ainsi une appréciation de la monnaie. A l'inverse, si elles sont orientées vers l'acquisition de biens échangeables, elles peuvent provoquer une dépréciation de la monnaie pour maintenir l'équilibre de la balance externe (Amuedo-Dorantes et Pozo, 2004 ; Hassan et Holmes, 2013 ; Lartey et al., 2012).

L'augmentation de la *productivité* ($prod$) dans les pays peut entraîner une augmentation des salaires et des prix à la consommation des biens non échangeables. Cette inflation sur le secteur non échangeable provoque une appréciation du taux de change réel. Ce phénomène est lié à un processus de rattrapage Balassa-Samuelson qu'on peut observer dans les économies en développement (Balassa, 1964 ; Samuelson, 1964).

L'*ouverture commerciale* (OC) permet de mesurer le degré d'ouverture d'un pays. Lorsqu'un pays augmente son commerce extérieur suite à une libéralisation des échanges et qu'il est soumis à un alignement progressif des prix des biens échangeables, cela entraîne une dépréciation du TCRE (Drine et Rault, 2005).

Dans la littérature économique, les *termes de l'échange* (TE) ont un impact ambigu sur le taux de change réel d'équilibre car deux effets interviennent, l'effet revenu et l'effet substitution, qui sont de sens opposé (Lartey et al., 2012). S'il y a une amélioration des termes de l'échange, le revenu national augmente et entraîne un accroissement de la demande des biens non échangeables (effet revenu) ; il s'ensuit

une hausse du niveau général des prix des biens non échangeables qui se traduit par une appréciation réelle du taux de change. Mais dans le même temps, il y a une augmentation de la consommation de biens importés qui se fait au détriment des biens du secteur abrité, de biens non échangeables (effet substitution) ; il en résulte une baisse de la demande des biens non échangeables, qui se traduit par une dépréciation du taux de change réel. Ces deux effets, revenu et substitution, peuvent mutuellement s'annuler et expliquer la raison pour laquelle il n'y a pas d'impact pour certains pays (Amuedo-Dorantes et Pozo, 2004). Il faut aussi souligner que pour les pays dont les devises sont ancrées au dollar ou à l'euro, les mouvements de la devise affectent les taux de change réels des monnaies ancrées davantage encore que ne le font les termes de l'échange (Coudert et al., 2009).

La position extérieure nette représente les *actifs étrangers nets d'une économie (AEN)*. Ces avoirs sont détenus par les autorités monétaires et les banques, dont sont déduits leurs passifs à l'étranger. L'augmentation du niveau de la position extérieure nette d'un pays entraîne une dépréciation du taux de change réel de long terme (Macdonald et Ricci, 2005).

L'entrée de devises étrangères sous forme d'*investissements directs à l'étranger (IDE)* entraîne une augmentation du compte des capitaux. L'augmentation des réserves de change provoque une appréciation du taux de change réel (Chowdhury et Rabbi, 2011 ; Lartey et al., 2012).

L'*aide publique au développement (APD)* correspond aux versements de prêts concessionnels et de subventions des agences du Comité d'aide au développement, des institutions internationales et des pays. Si un pays en développement oriente trop cette aide vers le secteur des biens non échangeables, cela peut entraîner des problèmes macroéconomiques liés à une forte inflation et à l'appréciation du taux de change réel (Younger, 1992).

Contrairement aux IDE et à l'APD, les *transferts de fonds des migrants (TF)* sont utilisés par les ménages récipiendaires et non par les entreprises ou les Etats. L'utilisation par les ménages de ces fonds aura un rôle important pour estimer l'impact sur le taux de change réel.

Si les transferts sont destinés à la consommation de biens non échangeables (par exemple la santé ou l'éducation), ils vont confirmer l'appréciation déjà provoquée par les entrées de capitaux de l'étranger. Par contre, si l'argent envoyé par les migrants est consommé en biens importés, le déséquilibre de la balance commerciale peut conduire à une dépréciation du taux de change de long terme.

4. ESTIMATION ET MÉTHODOLOGIE ÉCONOMÉTRIQUE

Les définitions et les sources des données relatives aux variables des trois pays du Maghreb : la Tunisie, le Maroc et l'Algérie entre 1980 et 2015 sont détaillées dans le tableau A1 en annexe.

Le taux de change effectif réel (TCER) provient de la base du Fonds Monétaire International. Il est exprimé comme le taux de change nominal effectif en vigueur (une mesure de la valeur d'une devise face à une moyenne pondérée de plusieurs devises étrangères) divisé par un déflateur des prix ou un indice des coûts.

Pour les trois pays, ce taux de change est en baisse depuis les années quarante-dix alors que les transferts des migrants sont en hausse sur cette période. La baisse du TCER est particulièrement forte en Algérie entre 1985 et 1995, de l'ordre de 50%. Les baisses sont beaucoup plus graduées dans les cas du Maroc et de la Tunisie, avec respectivement moins de 5% et 10% sur la période (voir en annexe figures A2).

Les transferts de fonds, l'aide au développement, la position nette des actifs extérieurs, l'ouverture commerciale, les dépenses publiques, les termes de l'échange et l'IDE viennent de la Banque mondiale. La productivité est extraite de la base du

Conference Board à Washington. Les statistiques descriptives de l'ensemble des variables utilisées sont présentées dans le tableau A2 en annexe.

Pour estimer l'impact des transferts de fonds sur le taux de change effectif réel, notre modèle estimé est formulé comme suit :

$$\log(TCER)_{it} = \beta_1 TF_{i,t} + \beta_2 IDE_{it} + \beta_3 prod_{it} + \beta_4 \log(TE)_{it} + \beta_5 G_{it} + \beta_6 AEN_{it} + \beta_7 OC_{it} + \beta_8 APD_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

où $TCER$ est le taux de change effectif réel, TF est le montant des transferts de fonds des migrants en pourcentage du PIB, IDE l'investissement étranger direct en pourcentage du PIB, $Prod$ la productivité, TE les termes d'échange, G les dépenses publiques en pourcentage du PIB, AEN les actifs étranger nets, OC l'ouverture commerciale en pourcentage du PIB, APD l'aide publique au développement.

μ_i est le coefficient qui capte les effets individuels de l'échantillon, γ_t est le coefficient qui capte les effets temporels et ε_{it} est le terme d'erreur du modèle.

Afin d'évaluer l'ordre d'intégration des variables, nous avons eu recours à trois tests de racine unitaire en panel qui prennent compte l'homogénéité (Levin et al., 2002), l'hétérogénéité (Im et al., 2003) et la dépendance entre les pays (Pesaran, 2007, 2015). Les résultats des tests montrent que toutes nos variables sont, soit stationnaires, soit intégrées au premier ordre (Tableau A3).

Les biais d'endogénéité peuvent être corrigés à l'aide de la méthode des moindres carrés généralisés réalisables (FGLS) en utilisant le décalage des variables explicatives comme instruments. Cette méthode permet de contrôler l'hétérogénéité des trois pays et l'autocorrélation des résidus. Ainsi, les politiques monétaires différentes, la vulnérabilité des pays aux crises financières et aux chocs externes sont prises en compte.

Le choix entre le modèle FGLS à effets fixes ou à effets aléatoires se fait grâce au test d'Hausman.

Le premier modèle à effets fixes, qui prend en compte l'hétérogénéité des pays représentés par des constantes μ_i , suppose que la relation entre le TCER et ses déterminants fondamentaux est identique pour tous les pays entre 1980 et 2015.

Le modèle théorique prend la forme suivante :

$$\log(TCER)_{it} = \beta_1 TF_{i,t} + \sum_{j=1}^7 \beta_j X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

pour $i = 1, \dots, N$ et $t = 1, \dots, Ti$

X_{it} désigne l'ensemble des variables de contrôle ; μ_i représente la spécificité individuelle, supposée fixe.

Le résultat de la régression du modèle, reproduit sur le tableau A4a, montre que la probabilité du test associée p -value est très largement supérieure au seuil de 5% (p -value = 0,244 > 5%). On ne rejette pas l'hypothèse nulle H_0 d'égalité des constantes μ_i ; il n'y a aucun effet individuel fixe.

Dans le modèle à effets aléatoires, le terme constant spécifique à l'individu μ_i se décompose en un terme fixe μ et en un terme aléatoire individuel α_i non observable pour contrôler l'hétérogénéité individuelle. Ces effets individuels peuvent être combinés dans notre modèle sous la forme suivante :

$$\log(TCER_{it}) = \beta_1 TF_{i,t} + \sum_{j=1}^7 \beta_j X_{it} + \alpha_i + \mu + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

pour $i = 1, \dots, N$ et $t = 1, \dots, Ti$

Le résultat d'estimation des taux de change effectif réel et leurs déterminants nous permet de souligner la présence d'effets aléatoires dans nos données de panel (p-value = 0,000 < 5%, tableau A4b). Le test de spécification d'Hausman confirme cette présence des effets aléatoires dans notre échantillon (p-value = 0,9697 > 5%, tableau A4c).

L'étape suivante consiste à utiliser un ensemble des tests pour la détection de l'hétéroscédasticité et de l'autocorrélation des résidus dans le modèle. Le test de Breush-Pagan permet de tester l'hypothèse de l'hétéroscédasticité du terme d'erreur du modèle en supposant que la variance de l'erreur spécifique à l'individu est dépendante d'un ensemble de variables $\sigma^2_i \neq 0$. La probabilité confirme la spécification d'une structure à erreurs composées (tableau A5a en annexe). Une régression à variables multiples à l'aide de la méthode des moindres carrés généralisés (MCG) montre la présence d'une hétéroscédasticité des résidus (p-value = 0,000 < 5%, tableau A5b). Ce problème de corrélation entre les individus, pour une même période, est corrigé à l'aide de l'estimateur des moindres carrés généralisés réalisables (FGLS) qui est asymptotiquement non biaisé et cohérent (tableau A5c).

On teste la présence de l'autocorrélation des intra-individus dans le modèle avec le test de Wald (tableau A5d) ; le rejet de l'hypothèse nulle nous permet de conclure que les erreurs sont auto-corrélées ($E(e_{it}e_{is}) \neq 0$ si $t \neq s$). Pour corriger ce problème, nous ajustons la forme de la matrice de variance-covariance des erreurs ω .

L'analyse de la relation entre le taux de change effectif réel et ses déterminants fondamentaux sera basée sur le modèle de l'équation 8, à l'aide de l'estimateur des moindres carrés généralisés réalisables (FGLS) (tableau 1). Cette méthodologie génère des estimations qui capturent les effets dynamiques des transferts de fonds sur les TCER.

Plusieurs estimations complémentaires (en panel et par pays) ont été réalisées pour tester la *robustesse des résultats*, en particulier avec le modèle autorégressif à retards échelonnés ARDL qui permet d'établir une analyse entre la dynamique de court et de long terme (tableaux 7a et 7b). Il existe trois méthodes d'estimation avec un modèle ARDL : Pooled Mean Group (PMG), Mean Group (MG) et Dynamic Fixed Effects model (DEF). Comme les pays ont à court terme une vulnérabilité différente aux crises financières et aux chocs externes, aux politiques monétaires et de stabilisation, l'estimateur PMG est privilégié car il permet d'estimer d'une manière spécifique les variables à court terme alors qu'à long terme les coefficients structurels des variables sont assez homogènes entre les pays². Nous utilisons aussi l'estimateur MG de Pesaran et Smith (1995). Ils partent de l'hypothèse que les pays étudiés sont hétérogènes sur le long et le court terme. Enfin, nous suivons la méthodologie de Chudik et Pesaran (2015). Ils proposent un estimateur des effets corrélés communs dynamiques (Dynamics Common Correlated Effects (DCCE)) qui prend en compte des facteurs communs non observables qui pourraient affecter les pays. Nous supposons que si les moyennes transversales ne sont pas incluses dans l'équation ou ne tiennent pas compte de toutes les dépendances entre les unités sectionnelles, le terme d'erreur contiendra une dépendance transversale. Par conséquent, il ne sera pas distribué de façon identique et indépendante comme le proposent Pesaran et al. (1999) pour l'estimateur PMG et Pesaran et Smith (1995) pour l'estimateur MG. Pour tester l'existence de facteurs communs dans nos séries, nous avons calculé le test de dépendance transversale proposé par Pesaran (2015). Le test a rejeté l'hypothèse nulle de faible dépendance transversale, ce qui signifie que l'équation (8)

² La méthode « Pooled Mean Group » (PMG) est préférée pour les échantillons de petite taille. L'estimateur CPMG ne peut être utilisé que pour des panels de grande taille et non pas seulement trois pays. Pour résoudre les problèmes d'endogénéité et d'hétérogénéité dans une spécification dynamique, on utilise les estimateurs fondés sur le PMG en système.

devrait également être estimée avec l'estimateur Dynamics Common Correlated Effects pour vérifier la robustesse des résultats du Pooled Mean Group.

Nous avons utilisé une méthode de robustesse supplémentaire qui consiste à effectuer des estimations spécifiques à chaque pays à l'aide d'un modèle ARDL de séries temporelles (tableau A6 en annexe).

Après l'estimation des paramètres de l'équation du taux de change d'équilibre de long terme, l'étape suivante est le calcul des mésalignements des taux de change effectifs réels. Ils sont calculés comme les différences entre les TCER observés et les taux de change réels d'équilibres estimés par le modèle FGLS. Pour notre problématique, il est important de savoir si une appréciation (dépréciation) conduit à une surévaluation (sous-évaluation) du taux de change réel.

Enfin, l'impact spécifique des transferts des migrants est analysé en comparant le mésalignement classique intégrant les flux des transferts, avec le mésalignement obtenu sans l'apport des transferts.

5. RÉSULTATS ET ROBUSTESSE

Les résultats de l'estimation du taux de change effectif réel et de ses déterminants fondamentaux, sont présentés au tableau 1. Notre principale constatation est qu'il existe une relation négative entre les fonds transférés par les migrants et le TCER. Le processus de rattrapage Balassa-Samuelson que l'on observe dans les économies en développement semble jouer pour les pays du Maghreb car la hausse de la productivité particulièrement dans le secteur des biens échangeables tend à apprécier le TCER. L'augmentation des actifs détenus à l'étranger par les autorités monétaires maghrébines conduit à une dépréciation de leur monnaie. L'augmentation du degré d'ouverture tend à affaiblir le TCER, comme souligné par Barajas et al. (2010). Les investissements directs à l'étranger, les termes de l'échange, l'aide publique au développement et la dépense publique ne sont pas statistiquement significativement différentes de zéro dans le modèle. Le signe de la corrélation est celui attendu théoriquement mais aucune de ces variables n'a un impact significatif sur le taux de change. Ainsi, l'effet non significatif des termes de l'échange sur les taux de change montre que les effets de revenu et de substitution se neutralisent. On peut penser aussi que les dépenses publiques sont dirigées autant vers les ménages que vers les investissements productifs, réduisant l'impact sur le change.

Le premier résultat important lié à notre problématique concerne l'effet négatif des transferts de fonds sur le TCER. Le fait que les transferts provoquent cette dépréciation du change ne conduit pas systématiquement à une surévaluation de la monnaie. Il nous faut, pour cela, analyser les mésalignements des taux de change effectifs réels et vérifier sur ces derniers le rôle des transferts de fonds.

Sur la base des résultats du modèle, une augmentation de 10% du ratio transferts de fonds en pourcentage du PIB vers les pays du Maghreb a pour conséquence une dépréciation de 0,37 % du TCER. L'impact n'est pas très élevé, mais reste significatif dans toutes les estimations supplémentaires réalisées pour évaluer la robustesse de ce résultat. En effet, les estimations des modèles PMG, MG et DCCE confirment la robustesse de ces résultats (voir tableaux A7 et A8 en annexe).

L'existence d'une relation de long terme entre le TCER et ses fondamentaux est confirmée pour les pays du Maghreb par l'estimateur PMG puisque le coefficient de force de rappel est significatif et négatif même si l'on remarque que l'ajustement vers les paramètres structurels est très lent ($\theta_i = -0,193$, tableau A7 en annexe). La lenteur de l'ajustement peut s'expliquer par la présence des rigidités sur le marché des biens non échangeables et le rôle des interventions des autorités monétaires sur le marché de change pour stabiliser le taux de change (Barrett, 2014 ; Bouoiyour et al., 2004 ; El-Sakka et McNabb, 1999). L'élasticité des transferts des migrants reste

négative et significative à long terme pour les trois pays et aussi à court terme sur l'évolution du TCER, où l'effet de substitution se confirme. Les trois autres variables explicatives du taux de change à long terme (productivité, actifs détenus à l'étranger et le degré d'ouverture) restent cohérentes avec l'estimation FGLS.

L'estimation du TCER par pays confirme l'impact négatif à long terme des transferts des migrants Maghrébins, malgré quelques différences entre les trois pays (tableau A6). L'effet négatif est plus marqué pour l'Algérie : le TCER algérien baisse de 0,04% au bout de 6 ans suite à une augmentation de 10% de son ratio TF/Pib (voir fonctions de réponse impulsionnelle, figures A1a-b-c en annexe). Cela peut s'expliquer par le fait que les migrants algériens ont tendance à passer par le canal informel, qui alimente le marché parallèle du change et fragilise le marché officiel. Pour le Maroc et la Tunisie, où les envois utilisent bien plus les canaux formels, la dépréciation est moindre (respectivement 0,02% et 0,03%) et plus lente car atteinte après plus de dix ans.

Tableau 1 : Estimation FGLS pour les pays du Maghreb (long terme)

Régression transversale FGLS		Observations	108			
Coefficients : moindres carrés généralisés		Nombre de pays	3			
Panels: hétéroscédasticité		Observations par pays	36			
Corrélation : coefficient AR(1) commun à tous pour les panels (0,7688)		Wald chi2(9)-statistique	52,06			
TCER (log)	Coefficients	Écart-type	z-statistique	P> z	Intervalles de confiance 95%	
TF (% PIB)	-0,037***	0,01	-3,65	0	-0,057	-0,017
TE (log)	0,08	0,092	0,87	0,386	-0,101	0,261
IDE (% PIB)	0,003	0,006	0,51	0,612	-0,009	0,015
OC (X+M/PIB)	-0,002**	0,001	-2,07	0,039	-0,004	-0,0001
Prod	0,0007***	0,0002	3,26	0,001	0,0003	0,001
G (% PIB)	0,004	0,007	0,58	0,564	-0,009	0,0182
AEN (% PIB)	-0,031***	0,009	-3,17	0	-0,05	-0,0122
APD (% PIB)	0,007	0,008	0,91	0,362	-0,008	0,024
Constante	4,55***	0,45	9,88	0	3,619	5,406

Source : Calculs d'auteurs.

Note: La valeur-p est de 10% (*), 5% (**) et 1% (***)

Les réponses aux chocs positifs sur les transferts montrent une très légère appréciation la première année en Algérie, et les secondes au Maroc et en Tunisie, mais très vite il y a une légère dépréciation du TCER. L'augmentation de la consommation de biens importés, grâce à l'apport des envois d'argent, provoque bien un effet de substitution au détriment des biens du secteur abrité dans le court terme.

L'impact négatif sur le TCER perdure à long terme, lorsque les envois d'argent des migrants sont utilisés pour l'épargne et l'investissement, en particulier dans le secteur immobilier, la demande de main-d'œuvre augmente dans les services et les biens non échangeables. Cela entraîne une augmentation des prix des biens non échangeables par rapport aux prix des biens échangeables. En conséquence, les transferts de fonds n'ont pas d'impact à court terme sur le taux de change réel. Mais à long terme, la hausse du pouvoir d'achat des familles des migrants pousse vers une augmentation de la demande de biens importés. Ce qui tend à créer un déficit de la balance commerciale et donc une dépréciation de la monnaie locale.

Miotti et al. (2010, 2015) ont montré que pour les pays du Maghreb, les transferts étaient utilisés pour la construction ou l'aménagement des logements, au contraire des envois vers les pays d'Afrique subsaharienne, beaucoup plus utilisés dans les produits de consommation qui peuvent induire un effet inflationniste. Les transferts

de fonds ont des effets positifs sur l'augmentation des investissements et l'offre de main d'œuvre pour stimuler la production locale (FMI, 2005). Pour favoriser ces investissements, la taille et la stabilité du secteur financier, en particulier au Maroc et en Tunisie, sont primordiaux³.

Notre argument pour expliquer cette relation négative entre les transferts de fonds et le TCER est basé sur la politique de contrôle des changes menée par la majorité des pays en développement. Cette politique de change conduit souvent à une dévaluation monétaire. Dans les pays du Maghreb, plusieurs facteurs limitent les mouvements de capitaux. Les restrictions menées par les autorités monétaires sur les mouvements de devises et la complexité des sorties de devises. Le sous-développement des marchés financiers, l'asymétrie de l'information et le coût élevé des transferts de fonds. Tous ces facteurs n'encouragent pas les détenteurs de capitaux à faire des placements en considérant les différentiels de taux d'intérêt entre les pays. De ce fait, les transferts de fonds ne créent pas de spéculation massive des capitaux et provoque une appréciation de la monnaie locale. C'est plutôt un moyen pour la banque centrale de faire face à la déstabilisation du taux de change créée par l'inflation, le déficit de la balance commerciale et le chômage élevé dans ces trois pays du Maghreb.

6. IMPACT SUR LE MÉSALIGNEMENT

Dans la section précédente, nous avons montré que les transferts de fonds entraînent une dépréciation du TCER estimé sur le long terme. Cependant, nous ne pouvons pas conclure de ce résultat l'impact éventuel sur la compétitivité-prix des pays qui affecterait leur secteur échangeable. Il nous faut pour cela analyser le mésalignement du taux de change effectif réel, calculé comme la différence entre le TCER observé et le taux de change réel d'équilibre de long terme estimé sur la base de ces fondamentaux économiques de chaque pays, en intégrant ou pas les transferts. Les évolutions respectives pour les trois pays du Maghreb des TCER observés et ses valeurs d'équilibre entre 1980 et 2015 sont en annexe (figure A2).

Une surévaluation (sous-évaluation) peut être expliquée soit par la dépréciation (appréciation) du taux de change réel d'équilibre, soit par l'appréciation (dépréciation) du TCER, Cette dernière peut elle-même être expliquée par l'appréciation (dépréciation) de la monnaie nationale par rapport aux monnaies des principaux partenaires commerciaux, ou par une inflation nationale plus élevée (faible) que celle des principaux pays partenaires (Hinkel et Montiel 1999).

L'évolution des mésalignements (avec ou sans les transferts) permet de voir les effets des transferts dans les cas de surévaluation et de sous-évaluation. Un signe négatif de mésalignement indique une sous-évaluation (figure 2).

Les monnaies des trois pays sont surévaluées à la fin du vingtième siècle pour ensuite connaître un recul significatif de leur taux de change réel.

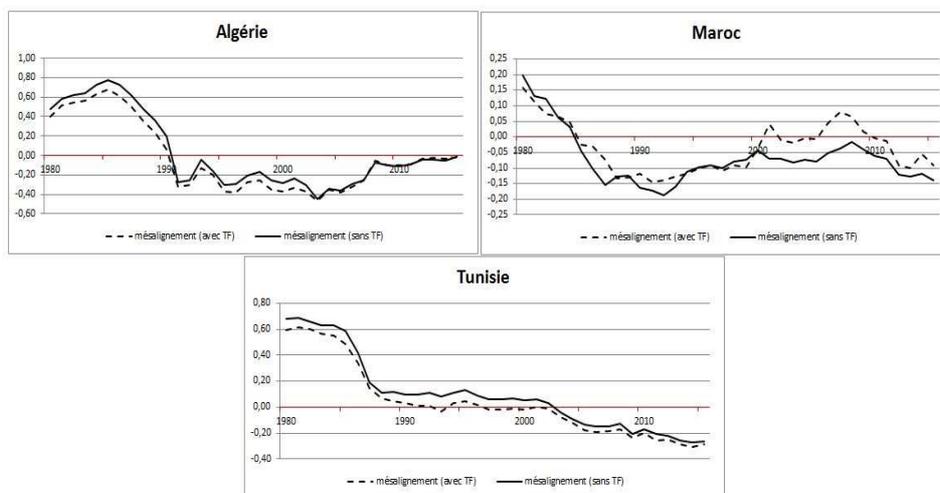
Durant ces périodes de monnaie surévaluée (jusqu'en 1985 pour le Maroc, 1990 pour l'Algérie et la Tunisie), les transferts de migrants tendent à réduire ce mésalignement. En effet, la surévaluation est moindre si on prend en compte les transferts.

Les monnaies des trois pays sont ensuite sous-évaluées : à partir de 1985 pour le Maroc, 1990 pour l'Algérie et seulement 2001 en Tunisie (entre 1990 et 2001, le taux de change du dinar tunisien est à son niveau d'équilibre). Durant ces périodes de monnaies sous-évaluées, les transferts des migrants ont tendance à légèrement accentuer cet effet. Une exception concerne le Maroc sur la période 1985-1993, où

³ Slama, Belhedi, et Labidi (2015) ont montré que les secteurs monétaire et financier des pays du Sud et de l'Est de la Méditerranée étaient peu sensibles aux turbulences de la crise financière internationale. Pour la plupart des pays, les réponses aux différents chocs externes sont faibles.

les transferts réduisent la sous-évaluation. Il semble que ces périodes de sous-évaluation soient plutôt dues à une dépréciation du TCER (en particulier une dépréciation de la monnaie nationale) qu'à une modification du taux d'équilibre. En effet, les politiques de change de ces pays ont été plus contrôlées par les autorités monétaires durant ces périodes. Ainsi, si l'on reprend la classification des régimes de change d'Ilzetzki, Reinhart et Rogoff⁴, l'Algérie est passée d'un régime flottant à un régime fixe géré (+/-2%) à partir de 1994. Le même type de régime existe au Maroc depuis 1993 et encore avant pour la Tunisie.

Figure 2: Les mésalignements de taux de change effectifs réels



Source : auteurs.

Sur la période récente, les évolutions des monnaies des trois pays du Maghreb divergent. Si la monnaie tunisienne continue d'être sous-évaluée depuis 2001, le dinar algérien voit son change réel remonter vers un niveau d'équilibre depuis 2003. L'impact des transferts sur cette évolution est très faible. C'est en effet, en Algérie que les envois d'argent par les canaux informels et l'utilisation du taux de change officieux sont les plus importants. A l'inverse, l'effet des transferts est beaucoup plus fort au Maroc. Les migrants marocains préfèrent utiliser les voies formelles, en particulier par les banques nationales qui leur proposent des frais de transferts moins élevés et des avantages financiers. C'est aussi pour cela qu'il n'y a que très peu de différence entre le taux de change officiel et officieux. Entre 2000 et 2010, le dirham marocain serait sous-évalué sans l'apport des transferts.

Rajan et Subramanian (2011) ont trouvé une relation inverse entre les pays qui avaient surévalué leur taux de change et les transferts de fonds. Le caractère contra cyclique des transferts des migrants vis-à-vis du taux de change diminue le risque de syndrome hollandais (Barajas et al., 2010). Lorsque le change n'est pas intéressant, les migrants en provenance des pays du Maghreb tendent à retarder leurs envois ou bien à passer par des canaux informels avec un taux de change parallèle (Mouhoud et al., 2008).

⁴ <http://carmenreinhart.com>

7. CONCLUSION

Les transferts de fonds, qui sont stables et croissants, peuvent être considérés comme une rente et avoir des effets pervers si les pays récipiendaires en deviennent dépendants. Si l'on compare avec le cas des pays pétroliers, l'arrivée de devises peut tirer vers le haut le taux de change, réduire la compétitivité internationale des entreprises locales non liées à l'industrie du pétrole et ainsi conduire à une désindustrialisation. Le secteur productif végète tandis que prospèrent les importations et le commerce. Tabler sur le ruissellement de la richesse provenant du pétrole aux autres secteurs ne marche pas naturellement car les ressources sont absorbées par des dépenses publiques ou placées à l'étranger. Cela explique que peu de pays ont réussi à profiter dans le long terme de cette rente.

Le risque d'une perte de compétitivité liée à l'arrivée de devises en provenance des migrants, avec un scénario proche du syndrome hollandais, est la question que l'on s'est posée pour nos trois pays du Maghreb. L'appréciation du change due aux transferts des migrants a été observée, en particulier dans certains pays d'Amérique latine, mais la relation n'est pas claire dans beaucoup d'autres pays, en particulier si le change est contrôlé.

Dans cet article, nous étudions l'impact des transferts de fonds sur le TCER pour un panel de trois pays du Maghreb, la Tunisie, le Maroc et l'Algérie entre 1980 et 2015, à l'aide d'un modèle de régression linéaire par les estimateurs FGLS, PMG, MG et DCCE. Les résultats montrent que l'afflux de capitaux sous forme de transferts de fonds entraîne, non pas une appréciation, mais une légère dépréciation du taux de change effectif réel.

Cet effet négatif a eu des effets différents selon les périodes. Lorsque leur monnaie était surévaluée, soit jusqu'en 1985 pour l'Algérie et 1990 pour la Tunisie et le Maroc, cela diminue cette surévaluation. Sans l'apport des transferts, les monnaies des trois pays du Maghreb seraient encore plus surévaluées, avec le risque d'une perte de compétitivité accrue du secteur des biens échangeables, exposé à la concurrence internationale. Le caractère contra cyclique des transferts des migrants vis-à-vis du taux de change explique en partie ce phénomène.

Par contre, depuis les années 1990, les autorités monétaires ont conduit des dévaluations successives, avec une volonté de sous-évaluer leur monnaie afin de stimuler leur croissance et compenser les différentiels d'inflation défavorables. Cela a été particulièrement le cas en Algérie et à un degré moindre en Tunisie. Durant ces périodes de monnaies sous-évaluées, les transferts de fonds ont très légèrement accentué l'effet négatif, facilitant la politique de change définie.

Sur la période récente, les politiques et les effets divergent entre les trois pays. En Tunisie, la politique d'un dinar sous-évalué reste identique depuis 2001, et les transferts accompagnent ce mouvement. En Algérie, pour lutter contre une forte inflation, les autorités ont réduit le mésalignement depuis 2003, et on ne voit plus aucun effet des transferts, car ceux-ci utilisent de plus en plus les canaux informels, avec un taux de change sur le marché parallèle. Si les autorités marocaines ont, elles aussi, réduit la dépréciation du Dirham, elles ont par contre reçu un apport non négligeable des devises en provenance des migrants, car la majorité d'entre elles sont transférées via les banques et les institutions financières.

En conclusion, les envois de fonds par leur impact négatif sur le taux de change n'ont pas provoqué de surévaluation de la monnaie, ni d'incidence négative sur la compétitivité des trois pays du Maghreb.

Plusieurs raisons peuvent être avancées pour expliquer cet effet sur le change, et l'usage des envois d'argent par les familles récipiendaires est la première. Quand ces transferts sont destinés à l'épargne ou à l'investissement, le risque d'inflation importée et d'appréciation du change induite est plus faible. Les envois des migrants

vers les pays du Maghreb sont aussi sensibles aux variations de change, et seront accélérés, voire augmentés, en cas de dépréciation des taux de change nominaux.

La politique de change a un impact sur la lenteur des ajustements mais le gouvernement peut aussi réagir par des moyens traditionnels en augmentant le taux d'intérêt pour contrôler l'inflation locale, avec toutefois le risque de rendre plus coûteux le crédit et de réduire à terme les investissements. Le rôle du secteur bancaire est fondamental, d'autant plus que l'afflux d'actifs liquides liés aux envois réduit le besoin d'un marché interbancaire (Barajas et al., 2018). Sur ce point, le Maroc est plus avancé, avec un taux de bancarisation proche de 70%, alors qu'il atteint seulement 50% en Tunisie et 30% en Algérie.

Enfin, si les défis de la mise en œuvre d'une politique monétaire efficace se révèlent trop difficiles à moyen terme, il semble nécessaire de maintenir un régime de change plus géré. Sur ce point, il faudra analyser à l'avenir les effets de la décision récente des autorités marocaines de libéraliser leur régime de change.

Même si les caractéristiques contra-cycliques des envois de devises via les transferts engendrent un risque moindre de syndrome hollandais que les devises issues des ressources naturelles, la réponse politique et institutionnelle reste indispensable pour accompagner le développement. Ainsi, les seuls pays avec des ressources naturelles qui ne sont pas tombés dans la maladie hollandaise, comme le Botswana ou la Norvège, sont ceux qui ont su utiliser les entrées de devises pour développer des entreprises suffisamment nombreuses et diversifiées afin de prendre le relais une fois que les ressources naturelles seront épuisées (Arezki et Gylfason, 2012). Les pouvoirs publics ont donc un rôle essentiel dans une telle diversification en mettant en place des règles incitatives. Les recettes peuvent être utilisées pour financer de nouvelles infrastructures propres à accroître les rendements et encourager l'investissement privé. Le secteur financier peut également jouer un rôle dans ce processus de diversification et, de ce point de vue, le Maroc et la Tunisie ont un avantage pour développer certains secteurs stratégiques comme le tourisme, les télécommunications ou l'industrie agroalimentaire. Mais, il semble encore plus important d'associer et d'aider les migrants et leurs familles bénéficiaires des fonds à participer à ces investissements de développement par l'intermédiaire de la microfinance.

REFERENCES

- Acosta, P. A., Lartey, E. K., Mandelman, F. S.**, 2009, Remittances and the Dutch disease. *Journal of International Economics*, 79(1), 102–116.
- Adams, R. H.**, 1991, The effects of international remittances on poverty, inequality, and development in rural Egypt. Washington, D.C: International Food Policy Research Institute.
- Adams, R. H., Page, J.**, 2005, Do international migration and remittances reduce poverty in developing countries? *World Development*, 33(10), 1645–1669.
- Amuedo-Dorantes, C., Pozo, S.**, 2004, Workers' Remittances and the Real Exchange Rate: A Paradox of Gifts. *World Development*, 32(8), 1407–1417.
- Arezki, R., Gylfason, T. S.**, 2012, *Beyond the curse: policies to harness the power of natural resources*. Washington, D.C: International Monetary Fund.
- Baffes, J., Elbadawi, A. I., O'Connell, S. A.**, 1999, Single-equation of the equilibrium Real Exchange Rate, in L. E. Hinkle and P. J. Montiel (eds.), 'Exchange Rate Misalignment: Concepts and Measurement for Developing Countries'. *World Bank Research Publication*, 405-464.
- Balassa, B.**, 1964, The Purchasing-Power Parity Doctrine: A Reappraisal, *Journal of Political Economy*, 72, 584-596.
- Barajas, A., Chami, R., Ebeke, C., Oeking, A.**, 2018, What's different about monetary policy transmission in remittance-dependent countries?, *Journal of Development Economics*, 134, 272-288.
- Barajas, A., Chami, R., Hakura, D. S., Montiel, P.**, 2010, Workers' Remittances and the Equilibrium Real Exchange Rate: Theory and Evidence. International Monetary Fund, Working Paper, 10/287.
- Barguelli, A., Zaiem, M. H., Zmami, M.**, 2013, Remittances, Education and Economic Growth A Panel Data Analysis. *Journal of Business Studies Quarterly*, 4(3).
- Barrett, K.**, 2014, The effect of remittances on the real exchange rate: the case of Jamaica. *The Caribbean Centre for Money and Finance*, Working Paper.
- Bouoiyour, J., Marimoutou, V., Rey, S.**, 2004, Taux de change réel d'équilibre et politique de change au Maroc: une approche non paramétrique. *Economie Internationale*, (97), 81–104.
- Bourdet, Y., Falck, H.**, 2006, Emigrants' remittances and Dutch Disease in Cape Verde. *International Economic Journal*, 20(3), 267–284.
- Brahim, M., Nefzi, N., Sambo, H.**, 2018, Les transferts de fonds des migrants influencent-ils le taux de change réel d'équilibre? Cas des pays de la région MENA. *Revue d'économie du développement*, 26(3), 65-119.
- Chnaina, K., Makhlouf, F.**, 2015, Impact des transferts de fonds sur le taux de change réel effectif en Tunisie. *African Development Review*, 27, pp. 145–160.
- Chowdhury, M. B., Rabbi, F.**, 2011, Workers' Remittances and Real Exchange Rate in Bangladesh: A Cointegration Analysis, Manuscript, University of Western Sidney.
- Chudik, A., Pesaran, M. H.**, 2015, Common Correlated Effects Estimation of Heterogeneous Dynamic Panel Data Models with Weakly Exogenous Regressors, *Journal of Economics*, 188, 393-420.
- Coudert, V., Couharde, C., Mignon, V.**, 2009, Termes de l'échange et taux de change: un lien troublé par les politiques d'ancrage. *La Lettre du CEPII* N°285.
- Drine, I., Rault, C.**, 2005, Déterminants de long terme des taux de change réels pour les pays en développement : une comparaison internationale, *Revue d'économie du développement*, 13 (1), 123-150.
- Edwards, S.**, 1989, *Real Exchange Rates: Devaluation and Adjustment: Exchange Rate Policy in Developing Countries*. MIT Press, Cambridge, MA.
- Edwards, S.**, 1994, Real and Monetary Determinants of Real Exchange Rate Behavior: Theory and Evidence from Developing Countries, in J. Williamson (ed.), *Estimating Equilibrium Exchange Rates*, Institute for International Economics, Washington.
- El-Sakka, M. I., McNabb, R.**, 1999, The Macroeconomic Determinants of Emigrant Remittances. *World Development*, 27(8), 1493–1502.
- Fuentes, J. C., Herrera, J. C.**, 2008, Emigrant remittances and the real exchange rate in Guatemala: an adjustment-costs story. Bank of Guatemala, XXI, 31–71.
- Giuliano, P., Ruiz-Arranz, M.**, 2009, Remittances, financial development, and growth. *Journal of Development Economics*, 90(1), 144–152.

- Hassan, G. M., Holmes, M. J.**, 2013, Remittances and the real effective exchange rate. *Applied Economics*, 45(35), 4959–4970.
- Hinkle, L. E., Montiel, P. J.**, 1999, *Exchange rate misalignment: concepts and measurement for developing countries*. New York: Oxford University Press.
- Im, K. S., Pesaran, M. H., Shin, Y.**, 2003, Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 115(1), 53–74.
- Izquierdo, A., Montiel, P. J.**, 2006, Remittances and Equilibrium Real Exchange Rates in Six Central American Countries. Inter-American Development Bank. mimeo. Jones, LE.
- Lartey, E. K. K., Mandelman, F. S., Acosta, P. A.**, 2012, Remittances, Exchange Rate Regimes and the Dutch Disease: A Panel Data Analysis. *Review of International Economics*, 20(2), 377–395.
- Levin, A., Lin, C.-F., James Chu, C.-S.**, 2002, Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, 108(1), 1–24.
- Li, Y., Rowe, F.**, 2007, Aid Inflows and the Real Effective Exchange Rate in Tanzania. Policy Research Working Paper. World Bank, Washington, DC.
- Lopez, H., Molina, L., Bussolo, M.**, 2008, Remittances, the real exchange rate, and the Dutch disease phenomenon. Remittances and Development Lessons from Latin America. Washington, D.C, World Bank.
- Macdonald, R., Ricci, L. A.**, 2005, Estimation of the equilibrium real exchange rate for South Africa. *South African Journal of Economics*, 72(2), 282–304.
- Margolis, D. N., Miotti, L., Mouhoud, E. M., Oudinet, J.**, 2015, To Have and Have Not: International Migration, Poverty, and Inequality in Algeria: International migration, poverty, and inequality in Algeria. *The Scandinavian Journal of Economics*, 117(2), 650–685.
- Miotti, L., Mouhoud, E. M., Oudinet, J.**, 2010, Determinants and Uses of Remittances to Southern and Eastern Mediterranean Countries: Insights from a New Survey. SSRN *Electronic Journal*.
- Miotti, L., Mouhoud, E. M., Oudinet, J.**, 2015, La diversité des transferts des migrants en France : quand le contexte et l'histoire comptent. In L. Lévêque, Ph. Bonfils, Y. Kocoglu, Th. Santolini, D. van Hoorebeke (Éds.), *L'Espace euro-méditerranéen entre conflits et métissages - Rencontres, échanges, représentations*, L'Harmattan.
- Mongardini, J., Rayner, B.**, 2009, Grants, Remittances, and the Equilibrium Real Exchange Rate in Sub-Saharan African Countries. International Monetary Fund Working Papers, 09(75), 1.
- Montiel, P. J.**, 1999, Determinants of the Long-run Equilibrium Real Exchange Rate: An Analytical Model, in L. Hinkle and P. Montiel (eds.), *Exchange Rate Misalignment: Concepts and Measurement for Developing Countries*, Oxford University Press, Oxford.
- Mouhoud, E. M., Oudinet, J., Unan, E.**, 2008, Macroeconomic Determinants of Migrants' Remittances in the Southern and Eastern Mediterranean Countries. *Working Paper CEPN*. February 2008, presented at 6th International Conference of the MEEA, Dubai 14-16 March 2007.
- Mughal, M., Makhoul, F.**, 2013, Remittances, Dutch disease, and competitiveness: a Bayesian analysis. *Journal of Economics Development*, 38(2), 67–97.
- Pesaran, M. H.**, 2015, Testing Weak Cross-Sectional Dependence in Large Panels. *Econometric Review*. 34, 1089–1117.
- Pesaran, M.H.**, 2007, A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics*. 22, 265–312.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., Smith, R.P.**, 1999, Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels. *Journal of the American statistical Association*, 94, 621–634.
- Pesaran, M. H., Smith, R.**, 1995, Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 68, 79–113.
- Rajan, R. G., Subramanian, A.**, 2011, Aid, Dutch disease, and manufacturing growth. *Journal of Development Economics*, 94(1), 106–118.
- Rajan, R. G., Subramanian, A.**, 2005, What Undermines Aid's Impact on Growth? Washington, D.C: International Monetary Fund, Working Paper 05/126.
- Ratha, D.**, 2003, Workers' Remittances: An Important and Stable Source of External Development Finance (Vol. Ch.7). World Bank.
- Roy, R., Dixon, R.**, 2015, Workers' remittances and the Dutch disease in South Asian countries. *Applied Economics Letters*, 1–4.
- Samuelson, P. A.**, 1964, Theoretical Notes on Trade Problems, *Review of Economics and Statistics*, 46 (2), 145–154.

- Singer, D. A.**, 2010, Migrant Remittances and Exchange Rate Regimes in the Developing World. *American Political Science Review*, 104(02), 307–323.
- Slama, I., Belhedi, M., Labidi, M.**, 2015, International Transmission of Monetary and Financial Shocks: Case of the Mena Region. *European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences*, Issue 70, December, 94–115.
- Vargas -Silva, C.**, 2009, The Tale of Three Amigos: Remittances, Exchange Rates, and Money Demand in Mexico. *Review of Development Economics*, 13(1), 1–14.
- Williamson, J.**, 1994, *Estimating equilibrium exchange rates*, Peterson Institute.
- Younger, S. D.**, 1992, Aid and the Dutch Disease: Macroeconomic Management when Everybody Loves You, *World Development*, 20(11), 1587-1597.

ANNEXE

Tableau A1: Source de données et définitions

Variables	Définition	Source
Taux de change effectif réel (<i>TCER</i>)	Somme pondérée du taux de change effectif nominal TCEN divisé par un déflateur des prix au sens du FMI. La pondération est calculée sur la base des principaux partenaires commerciaux.	FMI
Transferts de fonds des migrants (<i>TF</i>)	Ils représentent les transferts personnels des migrants vers leur pays d'origine. Ils comprennent les transferts courants en espèces ou en nature reçus par les ménages résidents à destination.	Banque mondiale
Termes de l'échange (<i>TE</i>)	L'indice des termes de l'échange nets est le rapport entre les prix à l'exportation et les prix à l'importation, mesuré par rapport à l'année de référence 2000.	Banque mondiale
Investissement direct étranger (<i>IDE</i>)	Il représente les entrées nettes d'investissements en vue d'acquérir une participation de gestion durable (10% ou plus des droits de vote) dans une entreprise opérant dans une économie autre que celle de l'investisseur. Cette variable est également définie comme les capitaux propres, le réinvestissement des bénéfices et les autres capitaux à long terme, tels qu'ils figurent dans la balance des paiements.	Banque mondiale
Ouverture commerciale (<i>OC</i>)	Somme des exportations et des importations de biens mesurés par rapport au produit intérieur brut.	Banque mondiale
Productivité (<i>prod</i>)	Indice de la production manufacturière par travailleur, mesuré par rapport à l'année de base de 2011. Cette variable est utilisée comme une approximation du progrès technologique, utilisée par Edwards (1989).	Conference Board International Comparisons
Dépenses publiques (<i>G</i>)	Elles comprennent toutes les dépenses publiques courantes en biens et services (y compris la rémunération des salariés). Elles comprennent également la plupart des dépenses de défense et de sécurité nationales, mais excluent les dépenses militaires gouvernementales qui font partie de la formation du capital gouvernemental.	Banque mondiale
Actifs étrangers nets (<i>AEN</i>)	Ils représentent les avoirs étrangers nets détenus par les autorités monétaires et les banques de dépôt, moins leurs dettes extérieures.	Banque mondiale
Aide publique au développement (<i>APD</i>)	Il comprend les dons des organismes officiels des membres du Comité d'aide au développement (CAD), des institutions multilatérales et des pays non membres du CAD promouvoir le développement économique. Les donateurs officiels du CAD sont des pays les plus avancés d'Europe centrale et orientale et certains pays en développement avancés.	Banque mondiale

Le taux de change effectif réel *TCER* est la somme pondérée du taux de change effectif nominal *TCEN* divisé par un déflateur des prix au sens du FMI. La pondération est calculée sur la base des principaux partenaires commerciaux.

$$TCER_{i,t} = \sum TCR_{i,t} = TCEN_{i,t} * \frac{P^*}{P} = \sum TCN_{i,t} * \frac{P^*_{i,t}}{P_{i,t}}$$

TCER_{i,t} est le taux de change effectif réel est la somme pondérée des taux de changes bilatéraux réels *TCR_{i,t}*, *TCEN_{i,t}* est la somme pondérée des taux de change bilatéraux nominaux *TCN_{i,t}*, et, *P* et *P** sont les indices des prix de l'économie locale et de l'étranger.

Le taux de change réel *TCR_{i,t}* entre deux monnaies est calculé en multipliant le taux de change nominal *TCN_{i,t}* par le ratio des prix entre deux pays :

$$TCR_p = TCN_{i,t} * \frac{P^*}{P}$$

Dans notre analyse, le taux de change nominal *TCN* est côté au certain. Il représente le nombre d'unités de monnaie étrangère par unité de monnaie locale.

Tableau A2 : Statistiques descriptives

Variabiles	Observations	Moyenne	Écart type	Minimum	Maximum
TCER (log)	108	4,861	0,386	4,551	6,101
TF (% PIB)	108	4,005	2,145	0,540	8,515
TE (log)	108	4,647	0,341	3,930	5,672
IDE (% PIB)	108	1,487	1,495	2 ^e -06	9,424
OC (X+M/PIB)	108	69,110	18,238	32,68	115,4
Prod	108	344,132	174,801	146,317	713,460
G (% PIB)	108	16,959	2,221	11,231	24,143
AEN (% PIB)	108	1,934	4,651	-0,961	19,362
APD (% PIB)	108	1,445	1,236	0,069	5,869

Source : calculs des auteurs.

Tableau A3 : Tests de racine unitaire

Variabiles	Levin-Lin-Chu		Im-Pesaran et Shin		Pesaran		Concl.
	Niveau	Différence I	Niveau	Différence I	Niveau	Différence I	
TCER (log)		0,001***	0,047**			0,005***	I(1)
TF (% PIB)	0,045**		0,077*			0,000***	I(1)
TE (log)		0,000***	0,000***			0,000***	I(1)
IDE (% PIB)	0,002***		0,014***		0,002***		I(0)
OC		0,000***	0,000***			0,000***	I(1)
Prod		0,000***	0,000***			0,000***	I(1)
G (% PIB)		0,000***		0,000*		0,000***	I(1)
AEN (% PIB)		0,021**		0,000***		0,004***	I(1)
APD (% PIB)	0,079*		0,058**			0,000***	I(1)

Source : calculs des auteurs.

Notes : *, ** et *** : seuil de significativité respectivement de 10%, 5% et 1%.

Tableau A4a : Modèle à effets fixes

Régression à effets fixes				Observations par pays = 36		
Observations = 108				F-statistique (8,97) = 22,75		
Nombre de pays = 3				Probabilité > F-statistique = 0,000		
TCER (log)	Coefficient	Écart type	t-statistique	P> t	Intervalles de confiance 95%	
TF (% PIB)	-0,090***	0,030	-3,01	0,003	-0,150	-0,030
TE (log)	0,761***	0,120	6,32	0,000	0,522	1,001
IDE (% PIB)	0,023	0,019	1,22	0,225	-0,014	0,060
OC (X+M/PIB)	-0,013***	0,002	-4,77	0,000	-0,019	-0,008
Prod	0,001**	0,0005	2,20	0,030	0,0001	0,002
G (% PIB)	0,044***	0,011	4,01	0,000	0,022	0,065
AEN (% PIB)	-0,076***	0,010	-7,20	0,000	-0,097	-0,055
APD (% PIB)	0,038	0,023	1,63	0,107	-0,008	0,085
Constante	1,543***	0,563	2,74	0,007	0,425	2,661
σ_{u_i}			0,180			
σ_e			0,207			
Rho-statistique			0,430			
F-statistique $u_i = 0 \dots F(2, 97) = 1,44$				Probabilité > F-statistique = 0,241		

Source : calculs des auteurs.

Notes : L'hypothèse nulle est qu'il n'y a pas d'effet individuel $H_0 : \mu_i = 0$.

*, ** et *** : seuil de significativité respectivement de 10%, 5% et 1%.

Tableau A4b : Modèle à effets aléatoires

Régression à effets aléatoires		Observations par pays = 36				
Observations = 108		Wald chi2-statistique (9) = 268,61				
Nombre de pays = 3		Probabilité > chi2-statistique = 0,000				
TCER (log)	Coefficient	Écart type	z-statistique	P> z	Intervalles de confiance 95%	
TF (% PIB)	-0,102***	0,019	-5,37	0,000	-0,141	-0,065
TE (log)	0,819***	0,109	7,52	0,000	0,605	1,032
IDE (% PIB)	0,024	0,019	1,28	0,200	-0,012	0,061
OC	-0,011***	0,001	-6,13	0,000	-0,014	-0,007
Prod	0,0004	0,0002	1,62	0,114	-0,00008	0,0009
G (% PIB)	0,051***	0,010	5,10	0,000	0,031	0,071
AEN (% PIB)	-0,088***	0,007	-11,33	0,000	-0,103	-0,072
APD (% PIB)	0,035	0,023	1,52	0,129	-0,010	0,081
Constante	1,271***	0,534	2,38	0,017	0,224	2,319
σ_u	0,000					
σ_e	0,207					
Rho-statistique	0,000					

Source : calculs des auteurs.

Notes : L'hypothèse nulle est qu'il n'y a pas d'effet aléatoire $H_0 : \delta_t = 0$.

*, ** et *** : seuil de significativité respectivement de 10%, 5% et 1%.

Tableau A4c : Spécification d'Hausman

Régression Hausman	Coefficients		Différence (b-B)	Écart type
TCER (log)	(b)	(B)		
TF (% PIB)	-0,090	-0,102	0,011	0,023
TE (log)	0,761	0,819	-0,057	0,051
IDE (% PIB)	0,023	0,024	-0,001	0
OC (X+M/PIB)	-0,013	-0,011	-0,002	0,002
Prod	0,001	0,0004	0,0006	0,0004
G (% PIB)	0,044	0,051	-0,007	0,004
AEN (% PIB)	-0,076	-0,088	0,012	0,007
APD (% PIB)	0,038	0,035	0,002	0

b = constant sous H_0 et H_a
B = inconsistant sous H_a , efficace sous H_0
Test : H_0 : différence de coefficients non systématique
Chi2(7) = 2,89
Probabilité > chi2-statistique = 0,9411

Source : calculs des auteurs.

Tableau A5a : Test de l'hétéroscédasticité

Source	SS	df	MS			
Modèle	1182,567	8	147,820	Observations = 108		
Résiduel	1,663	99	0,016	F (8, 99) = 8799,63		
Total	1184,230	107	11,067	Probabilité > F-statistique = 0,0000		
				R carré = 0,9986		
				R carré ajusté = 0,9985		
				Erreur quadratique moyenne = 0,1296		
Résidu carré	Coefficient	Écart type	t-statistique	P>t	Intervalles de confiance 95%	
TF (% PIB)	-0,958***	0,011	-80,66	0,000	-0,981	-0,934
TE (log)	8,480***	0,067	125,18	0,000	8,346	8,614
IDE (% PIB)	0,236***	0,011	19,96	0,000	0,213	0,260
OC (X+M/PIB)	-0,111***	0,001	-99,95	0,000	-0,114	-0,109
Prod	0,005***	0,0001	31,36	0,000	0,004	0,005
G (% PIB)	0,502***	0,006	80,08	0,000	0,489	0,514
AEN (% PIB)	-0,889***	0,004	-184,09	0,000	-0,899	-0,880
APD (% PIB)	0,352***	0,014	24,08	0,000	0,323	0,381
Constante	-13,715***	0,332	-41,30	0,000	-14,374	-13,056

Source : calculs des auteurs.

Notes : L'hypothèse nulle d'homoscédasticité, pas d'autocorrélation $H_0 : \sigma_{it} = \sigma^2$.

La valeur-p est de 10% (*), 5% (**) et 1% (***).

Tableau A5b : Test de l'homoscédasticité

TCER (log)	Coefficient	Écart-type	z-statistique	P> z	Intervalles de confiance 95%	
TF (% PIB)	-0,102***	0,018	-5,61	0,000	-0,138	-0,066
TE (log)	0,819***	0,104	7,85	0,000	0,614	1,023
IDE (% PIB)	0,024	0,018	1,34	0,181	-0,011	0,060
OC (X+M/PIB)	-0,011***	0,001	-6,40	0,000	-0,014	-0,007
Prod	0,0004*	0,0002	1,69	0,091	-0,00007	0,0009
G (% PIB)	0,051***	0,009	5,33	0,000	0,0325	0,070
AEN (% PIB)	-0,088***	0,007	-11,83	0,000	-0,102	-0,073
APD (% PIB)	0,035	0,022	1,58	0,113	-0,008	0,079
Constante	1,271***	0,511	2,49	0,013	0,268	2,274

Source : calculs des auteurs.

Notes : La valeur-p est de 10% (*), 5% (**) et 1% (***).

Tableau A5c : Correction de la corrélation à l'aide de la régression transversale (FGLS)

Régression transversale FGLS		Observations = 108				
Coefficients : moindres carrés généralisés		Nombre de pays = 3				
Log-vraisemblance = 20,749		Observations par pays = 36				
Wald chi2(9)-statistique = 237,47		Probabilité > chi2-statistique = 0,00				
TCER (log)	Coefficient	Écart type	z-statistique	P> z	Intervalles de confiance 95%	
TF (% PIB)	-0,090***	0,016	-5,59	0,000	-0,122	-0,058
TE (log)	0,637***	0,108	5,86	0,000	0,424	0,850
IDE (% PIB)	0,024	0,016	1,47	0,142	-0,008	0,056
OC (X+M/PIB)	-0,009***	0,001	-6,08	0,000	-0,012	-0,006
Prod	0,0004*	0,0002	1,88	0,060	-0,00001	0,0008
G (% PIB)	0,055***	0,009	5,66	0,000	0,036	0,074
AEN (% PIB)	-0,075***	0,007	-9,66	0,000	-0,091	-0,060
APD (% PIB)	0,014	0,019	0,71	0,476	-0,024	0,053
Constante	1,928***	0,539	3,58	0,000	0,871	2,985

Source : calculs des auteurs.

Notes: La valeur-p est de 10% (*), 5% (**) et 1% (***).

Tableau A5d : Test d'autocorrélation intra-individuelle

Test d'autocorrélation de Wooldridge
H0: pas d'autocorrélation de premier ordre
F (1, 2) = 166.418
Probabilité > F-statistique = 0.0060

Source : calculs des auteurs.

Tableau A6 : Estimations ARDL pour l'Algérie, le Maroc et la Tunisie (long terme)

Durée Variable (t): 1980 à 2015	Algérie		Maroc		Tunisie	
	Coefficient	Écart type	Coefficient	Écart type	Coefficient	Écart type
TCER (log)						
TF (% PIB)	-0,164***	-4,45	-0,092***	-3,04	-0,162***	-46,09
IDE (% PIB)	0,090	1,48	0,075**	2,16	0,0005	0,94
Prod	0,008***	7,56	0,001	0,56	-0,001***	-39,42
G (% PIB)	0,053***	3,50	-0,031*	-2,04	0,0005	0,14
AEN (% PIB)	0,033	0,16	-0,317	-1,05	0,207*	2,77
APD (% PIB)	1,100**	2,51	-0,047**	-2,31	0,023***	35,70
Constante	-0,500	-0,58	1,788***	4,44	30,007***	9,03
Terme de correction d'erreurs	-0,891***	-4,32	-0,312***	-4,91	-0,5239***	-8,69
Erreur quadratique moyenne		0,075		0,013		0,002
R carré ajusté		0,605		0,796		0,991
Observations		34		33		28
Log-vraisemblance		52,287		111,629		160,692

Source : calculs des auteurs.

Notes: La valeur-p est de 10% (*), 5% (**) et 1% (***).

Tableau A7 : Estimation PMG pour les pays du Maghreb (long terme)

Régression PMG Log-vraisemblance = 218,027				Observations = 105 Nombre de pays = 3 Observations par pays = 35		
TCER (log)	Coefficients	Écart type	t-statistique	P> z	Intervalles de confiance 95%	
TF (% PIB)	-0,050***	0,021	-2,37	0,018	-0,092	-0,008
TE (log)	0,082	0,065	1,25	0,212	-0,046	0,210
IDE (% PIB)	0,024	0,029	0,84	0,402	-0,032	0,081
OC (X+M/PIB)	-0,006**	0,003	-2,12	0,034	-0,013	-0,0005
Prod	0,005***	0,0004	12,87	0,000	0,004	0,006
G (% PIB)	0,004	0,008	0,47	0,642	-0,013	0,021
AEN (% PIB)	-0,013*	0,007	-1,86	0,063	-0,028	0,0007
APD (% PIB)	0,026	0,017	1,50	0,133	-0,008	0,061
Terme de correction d'erreurs	-0,193**	0,098	-1,97	0,049	-0,385	-0,0008
TF (% PIB)	-0,052**	0,027	-1,91	0,056	-0,107	0,001
TE (log)	-0,092	0,127	-0,73	0,465	-0,342	0,156
IDE (% PIB)	-0,007	0,007	-1,08	0,282	-0,021	0,006
OC (X+M/PIB)	-0,002	0,001	-1,21	0,228	-0,005	0,001
Prod	-0,0005	0,0004	-1,19	0,235	-0,001	0,0003
G (% PIB)	0,007	0,004	1,51	0,130	-0,002	0,017
AEN (% PIB)	0,031	0,023	1,32	0,185	-0,014	0,077
APD (% PIB)	0,032	0,056	0,57	0,568	-0,079	0,144
Constante	0,451***	0,155	2,91	0,004	0,147	0,756

Source : calculs des auteurs.

Notes: La valeur-p est de 10% (*), 5% (**) et 1% (***).

Tableau A8 : Estimations PMG, MG et DCCE pour les pays du Maghreb (long terme)

Variables	Durée Variable (t) : 1980 à 2015		
	XTPMG ^(a)	XTDCCE (MG) ^(b)	XTDCCE (DCCE) ^(c)
TF (% PIB)	-0,048* (-1,91)	-0,043* (-1,78)	-0,047** (-2,25)
OC (X+M/PIB)	-0,013*** (-3,50)	0,001 (0,33)	0,0007 (0,23)
Prod	0,006*** (10,99)	0,004*** (3,57)	0,001 (1,18)
IDE (% PIB)	0,068** (2,15)	0,012 (0,66)	0,007 (0,47)
AEN (% PIB)	-2,951*** (-16,14)	-1,025* (-1,74)	-0,776 (-1,50)
G (% PIB)	0,032** (1,96)	0,062*** (3,09)	0,031* (1,73)
TE (log)	0,455*** (3,18)	0,001 (0,01)	-0,238* (-1,92)
Constante	0,121 (1,62)	1,209*** (12,17)	0,267 (0,27)
Terme de correction d'erreur	-0,513*** (-4,22)	-0,369*** (-5,84)	-0,389*** (-5,04)
R carré ajusté	0,76	0,74	0,79
Log-vraisemblance	210,175		
Observations	105	102	102
Nombre de pays	3	3	3
Valeur critique	0,000	0,000	0,000

Source : calculs des auteurs.

Notes: statistiques t entre parenthèses. La valeur-p est de 10% (*), 5% (**) et 1% (***).

(a) Le PMG permet aux coefficients à court terme, y compris les interceptions, la vitesse d'ajustement aux valeurs d'équilibre à long terme et les variances d'erreur d'être hétérogènes par pays, tandis que les coefficients à long terme se limitent à être homogènes entre les pays.

(b) La technique (MG) introduite par Pesaran et Smith (1995) consiste à estimer des régressions distinctes pour chaque pays et à calculer les coefficients comme une moyenne des coefficients estimés pour chaque pays. Il n'y a pas de restrictions. Elle permet à tous les coefficients de varier et d'être hétérogènes à long terme et à court terme.

(c) CCE estime un modèle de coefficients hétérogènes dans un panel dynamique avec dépendance d'unités transversales.

Figure A1a: Fonction de réponse impulsionnelle, un choc de plus 10% du ratio TF/PIB sur le TCER du dinar algérien

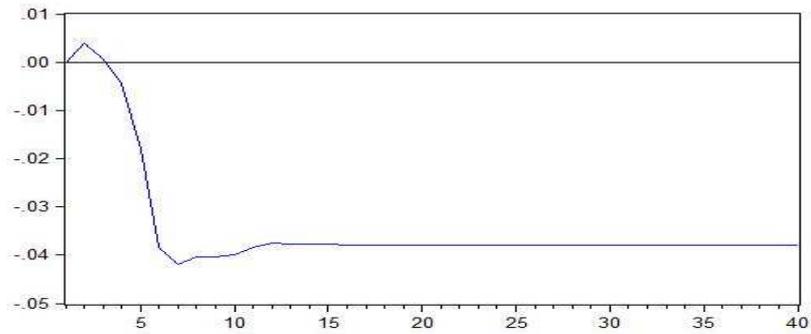


Figure A1b: Fonction de réponse impulsionnelle, un choc de plus 10% du ratio TF/PIB sur le TCER du dirham marocain

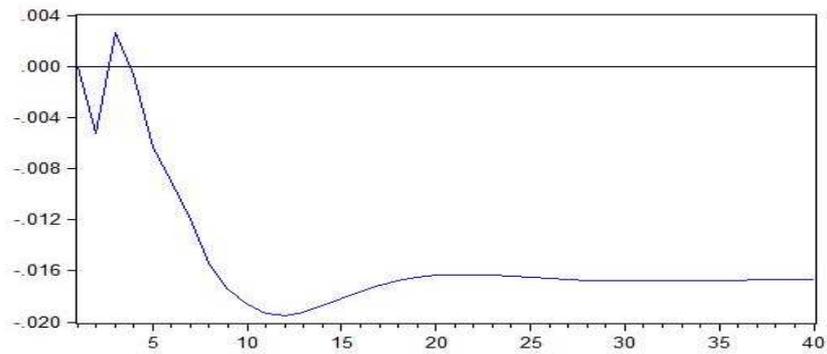


Figure A1c: Fonction de réponse impulsionnelle, un choc de plus 10% du ratio TF/PIB sur le TCER du dinar tunisien

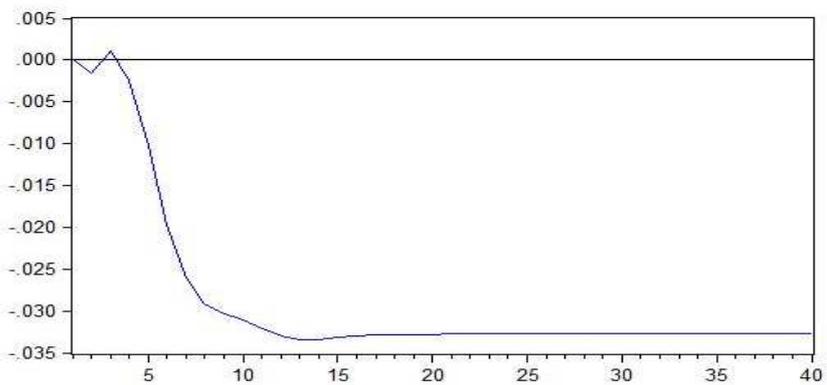
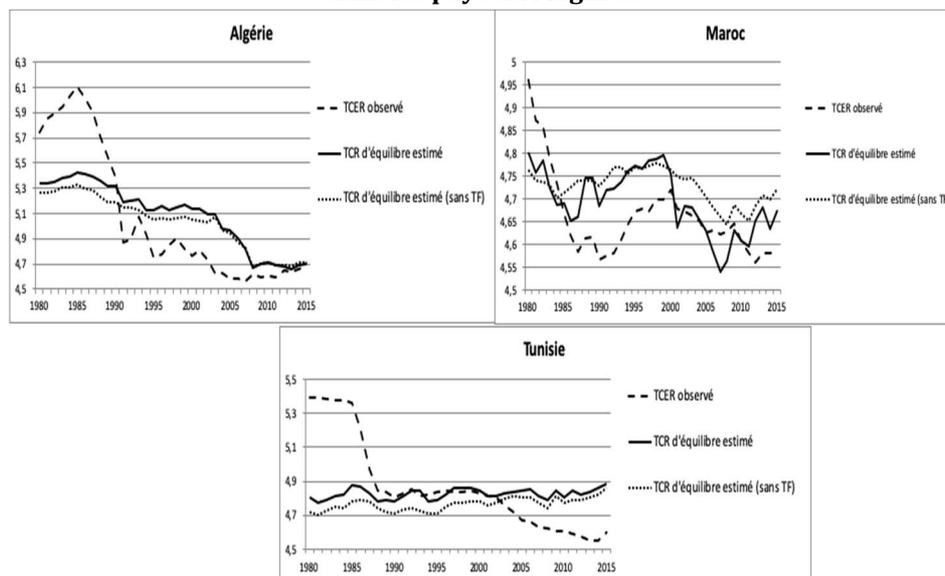


Figure A2: Évolution du TCER observé et du TCR d'équilibre dans les pays du Maghreb



Migrant remittances and real exchange misalignment

Abstract - The impact of migrants' remittances on the real effective exchange rate REER is analyzed for a panel of three Maghreb countries, Tunisia, Morocco and Algeria, between 1980 and 2015, using the feasible generalized least squares (FGLS) to obtain consistent and efficient estimates and reduces the bias. The results show that the inflow of remittances does not lead to an appreciation but to a very slight depreciation of the REER in the long run, contrary to what is found for Latin American countries. This equilibrium real effective exchange rate, which is estimated on the basis of its macroeconomic fundamentals allowed the calculation of its misalignment with the observed REER. In periods of overvaluation, migrant remittances tend to reduce this misalignment. Indeed, the overvaluation is less if remittances are taken into account. In recent periods of undervaluation, remittances tend to accentuate this effect in the case of Tunisia and, to a lesser extent, the case of Algeria. As a result, remittances through their impact on the exchange rate do not have a negative impact on the price competitiveness of the three Maghreb countries. The use of remittances by recipient families, the counter-cyclical characteristics of migrant remittances, the size of the financial sector and the exchange rate policy adopted reduce the risk of overvaluation of the exchange rate and the Dutch disease.

Key-words

Remittances
Real effective exchange rate
Dutch Disease
Migration
Maghreb