

Transferts de fonds des migrants vers les pays du Maghreb : quel impact sur le taux de change effectif réel ?

Nader Nefzi, Joël Oudinet, Mouez Soussi

▶ **To cite this version:**

Nader Nefzi, Joël Oudinet, Mouez Soussi. Transferts de fonds des migrants vers les pays du Maghreb : quel impact sur le taux de change effectif réel ?. 2017. hal-01539215

HAL Id: hal-01539215
https://hal.science/hal-01539215

Preprint submitted on 14 Jun 2017

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

CEPN Centre d'économie de l'Université Paris Nord CNRS UMR n° 7234

Document de travail du CEPN N°2017-05

Axe: Santé Société et Migrations

Transferts de fonds des migrants vers les pays du Maghreb : quel impact sur le taux de change effectif réel ?

Nader Nefzi, CEPN, UMR-CNRS 7234, Université Paris 13, Sorbonne Paris Cité
nefzinader@live.fr

Joel Oudinet, CEPN, UMR-CNRS 7234, Université Paris 13, Sorbonne Paris Cité
joel.oudinet@univ-paris13.fr

Mouez Soussi, PS2D, Institut de Hautes Etudes Commerciales Carthage
mouez.soussi@hotmail.com

Mars 2017

Résumé : L'impact des transferts de fonds sur le taux de change effectif réel est analysé 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 en panel dynamique autorégressif à retards échelonnés (ARDL) qui permet d'analyser aussi bien la relation de court et de long terme. Les résultats montrent, contrairement à ce qui est trouvé pour les pays d'Amérique latine, que l'afflux de capitaux sous forme de transferts de fonds par les migrants entraîne, non pas une appréciation, mais une très légère dépréciation du taux de change effectif réel. En conséquence, les envois de fonds par leur impact sur le taux de change n'ont pas d'incidence négative sur la compétitivité prix des trois pays du Maghreb. Cet effet est légèrement plus marqué en Algérie qu'en Tunisie ou au Maroc. L'usage des transferts par les familles récipiendaires, les caractéristiques contra cycliques des entrées de devise, via les transferts des migrants et la politique de change menée réduisent ce risque d'appréciation du change, nommé « syndrome hollandais ».

Mots-clés : Migration, Envois d'argent, taux de change effectif réel, Dutch Disease, syndrome hollandais, Algérie, Maroc, Tunisie.

Codes JEL : F22, F24, F31

Note : Présentation au IXème Colloque international PS2D, DEVELOPPEMENT INCLUSIF ET DURABLE AU SUD DE LA MEDITERRANEE, 6-8 avril 2017, Hammamet, Tunisie.

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 2015, 2,35 millions de $ soit 5,45% du PIB et le poids est encore plus fort au Maroc (7,06 millions de $ et 7,1% du PIB[1]). Même en Algérie, les transferts sont devenus la première source de capitaux depuis la chute des IDE en 2012. Le montant des envois est pourtant moindre que celui de leurs voisins (2 millions $ et 1,2% 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 & Page, 2005) , dont ceux d'Afrique du Nord (Adams, 1991; Margolis, Miotti, Mouhoud, & Oudinet, 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 (Barguellil, Zaiem, & Zmami, 2013; Giuliano & 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, Chami, Hakura, & Montiel, 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).

Les transferts de fonds risquent aussi 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[2] dans le pays qui réduirait la compétitivité des entreprises locales, redirigerait les ressources vers les biens non-échangeables. Ce mécanisme nommé syndrome hollandais ou « Dutch

[1] *Données 2015 FMI, voir figures 1 et 2.*

[2] *Le taux de change effectif réel (TCER) est exprimé comme le taux de change nominal effectif (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. Une appréciation du taux de change effectif réel implique que les exportations deviennent plus chères et que les importations deviennent moins chères. En conséquence, une augmentation du TCER peut induire une perte de compétitivité commerciale.*

Disease » est connu pour des économies abondamment dotées en ressources naturelles, et l'Algérie et son industrie pétrolière qui représente 97% de ses exportations et la moitié de ses recettes publiques souffre de ce syndrome.

Est-ce que les transferts de fonds des migrants, qui peuvent être aussi considérés comme une rente pour des pays dépendants, peuvent aussi déséquilibrer le taux de change dans les pays du Maghreb et provoquer ce même syndrome au Maroc ou en Tunisie, et l'accentuer en Algérie ?

Pour tenter de répondre à cette problématique, nous analysons pour les trois pays du Maghreb la sensibilité du taux de change effectif réel à l'arrivée des capitaux envoyés par les migrants. Comme les trois pays étudiés ont diverses politiques de change (changes plus ou moins flexibles gérés) et une plus ou moins grande ouverture commerciale, l'impact sur la sensibilité du taux de change effectif réel et le risque de Dutch Disease risquent d'être différents.

La première section de l'article présente une revue de littérature de la relation entre les transferts de fonds et le taux de change effectif réel. Dans la deuxième section, nous présentons les modèles décrivant les fondamentaux du taux de change effectif réel qui sont à la base du modèle économétrique en panel dynamique autorégressif à retards échelonnés (ARDL) utilisé dans la troisième section. Les résultats de l'estimation sont commentés en section 4. Enfin, la section 5 est consacrée à assurer la robustesse de nos résultats. La section finale est une conclusion.

2. Revue de littérature

Le risque d'un déséquilibre du taux de change effectif réel provoqué par les transferts de fonds a poussé les chercheurs à analyser ce phénomène.

La littérature montre que les effets des transferts des migrants sur le taux de change effectif réel 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.

Tout d'abord, les transferts de devises des migrants vers leurs pays d'origine peuvent provoquer un accroissement de la demande des biens d'importation et une baisse des biens de produits domestiques, qui serait à l'origine d'une appréciation du taux de change effectif réel (Barajas et al., 2010; Grabel, 2008). Cette surévaluation de la monnaie peut générer une perte

de compétitivité des entreprises domestiques sur le marché international ainsi que sur le marché intérieur (Amuedo-Dorantes & Pozo, 2004; Bourdet & Falck, 2006; Hinkle & Montiel, 1999; Izquierdo & Montiel, 2006; Singer, 2010). Ces effets peuvent créer un transfert des productions de biens marchands vers des biens non marchands, et on parle alors de « syndrome hollandais » (Bourdet & Falck, 2006; Lartey, Mandelman, & Acosta, 2012; Mughal & Makhlouf, 2013) . Ce phénomène peut provoquer des effets négatifs sur la balance des paiements, créer des problèmes de chômage et être une incitation à migrer.

A l'aide d'un modèle bayésien, Acosta, Lartey, & Mandelman, (2009[3]) expliquent ce syndrome hollandais 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 parce qu'ils assouplissent les flux de revenus et augmentent les niveaux de consommation et de loisir.

Des études centrées sur les pays d'Amérique latine montrent que les transferts des migrants provoquent une appréciation du taux de change effectif réel (Amuedo-Dorantes & Pozo, 2004[4]; Fuentes & Herrera, 2008[5]; Hassan & Holmes, 2013[6]; Lopez, Molina, & Bussolo, 2007[7]). Makhlouf & Chnaina, (2011) ont trouvé qu'une augmentation de 1% de ratio des transferts de fonds sur PIB engendrait une appréciation de 0.39% du taux de change effectif réel en Tunisie à l'aide d'un modèle à correction d'erreur.

Les politiques de change décidées par les pays peuvent permettre d'éviter le risque de syndrome hollandais (Chowdhury & Rabbi, 2011[8]). Dans ce contexte, Singer, (2010) prouve que les envois de fonds des migrants augmentent la probabilité d'adopter un régime de change fixe. Enfin, dans les pays où le marché parallèle des devises est trop développé, les migrants ont la possibilité d'échanger leurs envois de fonds soit par le marché noir, soit par les canaux officiels. Cette décision dépendra principalement de la différence qui existe entre les taux de change disponibles sur les deux marchés. Dans le cadre de l'Egypte, les transferts de fonds enregistrés étaient négativement corrélés avec le taux de change du marché noir (El-Sakka & McNabb, 1999).

[3] *Une étude de cas du Salvador avec des techniques bayésiennes.*
[4] *Un panel de 13 pays d'Amérique latine et des Caraïbes entre 1978 et 1998.*
[5] *Dans le cadre du Guatemala.*
[6] *Un panel de 24 pays entre 1960 et 2010.*
[7] *Sur un panel de 13 pays d'Amérique latine entre 1990 et 2003, une augmentation de 10% des transferts accroit de 2,2% le TCER.*
[8] *Dans le cadre de Bangladesh entre 1971 et 2008, avec les variables de contrôle suivantes : le progrès technologique, les termes de l'échange et l'ouverture commerciale.*

Le développement financier du pays récepteur peut aussi atténuer cet effet. Acosta et al., (2009[9]) ont montré sur un panel de 109 pays en développement que la pression à la hausse sur le taux de change réel, provoquée par les opportunités d'investissement dans les secteurs financiers, était plus faible si les marchés financiers étaient plus profonds et plus sophistiqués.

Barajas et al., (2010[10]) sont parvenus à des résultats sensiblement différents pour un panel de 79 pays. Ils ont relevé que les risques de "Dutch Disease" étaient 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. Dans ce contexte, Roy & Dixon, (2015) rejettent l'hypothèse de l'existence des risques de la maladie hollandaise pour les quatre pays d'Asie du Sud (Bangladesh, Inde, Pakistan et Sri Lanka), suite à un effet d'appréciation du taux de change réel via les envois de fonds des migrants. Cet effet d'appréciation du taux de change réel peut être affaibli par la libéralisation du commerce.

L'impact reste aussi très ambigu sur le change mexicain (Vargas-Silva, 2009). Pour les pays d'Afrique Subsaharienne, les transferts de fonds ne causent pas l'appréciation du taux de change effectif réel à long terme, donc ils ne sont pas susceptibles à donner lieu à des effets de "Dutch Disease". Mongardini & Rayner, (2009) montrent que les envois de fonds peuvent servir à atténuer les contraintes d'offre ou à stimuler la productivité dans le secteur non échangeable dans les économies bénéficiaires. Citons aussi l'étude de R. Rajan & Subramanian, (2005) qui ne trouvent aucune preuve, sur un panel de 47 pays développés, que les transferts de fonds des migrants affectent négativement la compétitivité-prix, contrairement à l'aide au développement qui a des effets négatifs sur cette compétitivité.

A l'inverse, pour un certain nombre de pays, des études ont montré que les transferts de fonds provoquent une dépréciation du taux de change effectif réel. C'est le cas en Jamaïque, où les envois de fonds provoquent une dépréciation du taux de change réel où Barrett, (2014) a estimé un modèle intégrant les dépenses publiques, l'aide publique au développement et les termes de l'échange comme variables de contrôle. Un résultat identique pour la Tanzanie, l'augmentation des entrées des devises a été associée à une dépréciation du taux de change effectif réel, dans une étude centrée sur l'impact de l'aide au développement sur le TCER en Tanzanie (Li & Rowe, 2007).

[9] *Entre 1990 et 2003, ils ont analysé la relation entre les flux de transferts de fonds, le développement du secteur financier et le taux de change réel.*
[10] *Ils ont utilisé un modèle d'économie ouverte sur un panel de 79 pays entre 1970 et 2010.*

3. La modélisation des déterminants du taux de change effectif réel

Pour estimer l'impact des transferts de fonds sur le taux de change effectif réel (*TCER*), notre modèle reste dans la continuité des travaux précédents (Amuedo-Dorantes & Pozo, 2004; Barajas et al., 2010; Izquierdo & Montiel, 2006; Lartey et al., 2012; Lopez et al., 2007). Ces modèles ajoutent les flux des transferts des migrants (*Remit*) aux autres flux financiers, déterminants fondamentaux du taux de change effectif réel dans les pays en développement.

Dans le modèle d'Amuedo-Dorantes & Pozo, (2004), les déterminants fondamentaux sont les termes de l'échange (*TE*) pour caractériser la compétitivité, les dépenses publiques (*G*), le taux d'intérêt réel (*i*), l'aide publique au développement (*APD*) et le progrès technique (*PT*) :

$$TCER = \beta_0 + \beta_1 Remit + \beta_2 X + \mu \quad (1)$$

$$\text{Avec } X = f(APD, TE, G, i, PT)$$

Izquierdo & Montiel, (2006), ajoutent la position nette des actifs à l'étranger en pourcentage du PIB (*PEN*), en plus des termes de l'échange (*TE*), l'ouverture au commerce extérieur en pourcentage du PIB (*OC*), les dépenses publiques en pourcentage du PIB (*G*) et la productivité (*Prod*):

$$TCER = \beta_0 + \beta_1 Remit + \beta_2 X + \mu \quad (2)$$

$$\text{Avec } X = f(Prod, TE, G, PEN, OC)$$

Lopez et al., (2007) utilisent la richesse du pays (*PIB/tête*) avec les variables de contrôle traditionnelles d'Amuedo-Dorantes et Pozo :

$$TCER = \beta_0 + \beta_1 Remit + \beta_2 X + \mu \quad (3)$$

$$\text{Avec } X = f\left(\frac{PIB}{tête}, TE, G, i\right)$$

Une récente étude de (Barajas et al., 2010) contient des variables et un échantillon plus large. Ils ajoutent aux variables traditionnelles, le taux de change parallèle ($Black_market$) et des variables institutionnelles (intervention maximale des prix d'agricoles[11] (*MAPI*), restrictions commerciales[12] (*RC*), prix d'agricoles administrés[13] (*AAP*) et une variable indicative du désastre naturel[14] (*ND*) :

$$TCER = \beta_0 + \beta_1 Remit + \beta_2 X + \mu \quad (4)$$

$$\text{Avec } X = f\left(PEN, \frac{PIB}{tête}, p, TE, G, ADP, MAPI, AAP, ND, Black_market\right)$$

[11] *Maximum agricultural price intervention: indicators of the prevalence.*
[12] *Trade restrictions: indexes of trade and capital account restrictions.*
[13] *Administered agricultural prices: indicators of the prevalence.*
[14] *Natural disaster: variable measuring the incidence of natural disasters.*

Lartey et al., (2012), prennent un autre flux financier international, l'Investissement direct à l'étranger (*IDE*) et les Flux nets de dettes privées[15] (*FNDP*) en pourcentage du PIB à la place de l'*APD* et l'indicateur de la masse monétaire *M2* :

$$TCER = \beta_0 + \beta_1 Remit + \beta_2 X + \mu \quad (5)$$

$$\text{Avec } X = f(IDE, FNDP, OC, \frac{PIB}{tête}, TE, G, PIB, M2)$$

Pour estimer l'impact des transferts de fonds sur le taux de change effectif réel, notre modèle va tenter d'intégrer la majorité de ces variables de contrôle, en tenant compte de la disponibilité des données et de la multi colinéarité des variables.

L'autre aspect fondamental pour notre modèle est d'analyser aussi bien la relation de court terme que de long terme entre les transferts de fonds et le taux de change effectif.

Le modèle estimé se formule alors de la manière suivante :

$$\Delta TCER_{it} = \theta_i TCER_{i,t-1} + \beta_{1i} Remit_{i,t-1} + \beta_{2i} X_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_{ij} \Delta TCER_{i,t-j} + \sum_{j=1}^{q-1} \delta_{ij} \Delta Z_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

Avec : $X = f(IDE, \rho, TE, G, PEN, OC, APD, Black_market)$

Où ***TCER*** est le taux de change effectif réel[16] ; ***Remit*** est le montant des transferts de fonds des migrants en pourcentage du PIB ; ***Xt*** est le vecteur des autres variables explicatives de contrôle qui regroupe : l'***IDE,*** l'investissement direct à l'étranger en pourcentage du PIB, ***P*** la productivité, **TE** les termes d'échange, ***G*** les dépenses publiques en pourcentage du PIB, ***PEN*** la position nette des actifs à l'étranger, ***OC*** l'ouverture commerciale en pourcentage du PIB, ***APD*** l'aide au développement, ***Black_market*** le taux de change parallèle et ***Zit*** représente toutes les variables explicatives y compris les transferts de fonds.

Il existe une relation de long terme entre le taux de change effectif réel et ses fondamentaux ***Zit***, si $\boldsymbol{\theta_i}$ est significatif et négatif. μ_i est le coefficient qui capte la spécificité du pays, ε_{it} est le terme d'erreur du modèle.

Les termes de l'échange[17], rapport des prix à l'exportation sur celui des prix à l'importation, ont un impact ambigu sur le taux de change effectif réel car deux effets interviennent, l'effet revenu et l'effet substitution, qui sont de sens opposé (Lartey et al., 2012).

---

[15] Net private debt flows including commercial bank lending.

[16] L'indice du taux de change effectif réel (TCER) est l'indice du taux de change effectif nominal corrigé des variations relatives des prix à la consommation. Il est coté au certain, lorsque le TCER évolue dans un sens, la valeur externe de la monnaie évolue dans le même sens, c'est-à-dire que la monnaie locale s'apprécie.

[17] L'indice des termes de l'échange de marchandises nets est calculé comme le rapport de l'indice de la valeur unitaire des exportations sur l'indice de la valeur unitaire des importations, mesuré sur l'année de référence 2000.

S'il y a une amélioration des termes de l'échange, le revenu national augmente et entraîne un accroissement de la demande, en particulier de biens non échangeables (effet revenu); il s'ensuit une hausse du niveau général des prix 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 effectif réel. Ces deux effets, revenu et substitution peuvent s'annuler et expliquer que pour certains pays, on ne trouve pas d'impact des termes de l'échange sur le TCER (Amuedo-Dorantes & 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-ancre affectent les taux de change réels des monnaies ancrées davantage encore que ne le font les termes de l'échange (Coudert, Couharde, & Mignon, 2009).

Plusieurs études ont montré qu'une augmentation des transferts des capitaux sous forme d'investissement direct à l'étranger provoquait une appréciation du taux de change effectif réel (Chowdhury & Rabbi, 2011; Lartey et al., 2012). Cette appréciation est expliquée par la hausse de la demande des biens échangeables et non échangeables. Comme les prix des biens échangeables sont des prix internationaux, toute augmentation de la demande de ces derniers engendre une augmentation des prix des biens non échangeables.

La productivité est un facteur potentiel pour un pays vis-à-vis de ses principaux partenaires commerciaux au niveau des biens échangeables. Une hausse des gains de productivité particulièrement dans le secteur des biens échangeables provoque une appréciation tendancielle du taux de change effectif réel (Izquierdo & Montiel, 2006). Ce phénomène est lié à un processus de rattrapage Balassa-Samuelson qu'on peut observer dans les économies en développement.

La destination des dépenses publiques est importante dans l'impact sur le TCER. L'accroissement des consommations publiques, si elles sont destinées aux ménages entrainent une tension à l'accroissement des prix relatifs des biens non-échangeables et une appréciation de la monnaie (Amuedo-Dorantes & Pozo, 2004; Hassan & Holmes, 2013; Lartey et al., 2012). Mais si elles sont dirigées vers des investissements productifs, les effets peuvent s'annuler et n'avoir aucun impact significatif sur le change.

La position nette des actifs nets à l'étranger représente le patrimoine d'une économie dans le monde. C'est la somme de l'actif étranger détenu par des autorités monétaires et des banques

de dépôt auquel on retranche leur passif à l'étranger. L'accroissement du niveau de la position des actifs à l'étranger d'un pays peut conduire à une appréciation du taux de change effectif réel (Macdonald & Ricci, 2005).

4. Estimation

Pour évaluer l'ordre d'intégration des variables, nous avons eu recours aux tests de racine unitaire en panel de Levin, Lin et Chu, (LLC) ; Im, Pesaran, et Shin, (IPS), Dickey-Fuller augmenté, (ADF), et Breitung test (B-t)[18]. Les tests de racine unitaire en panel avec constante et tendance (présentés dans le tableau 1 en annexe) montrent que la plupart des variables étudiées ne sont pas stationnaires. Par contre, les variables d'investissement direct à l'étranger sont stationnaires dans tous les tests. Comme les variables étudiées sont à la fois intégrées d'ordre (0) et d'ordre (1), on ne peut estimer le panel de variables avec un VECM (Vector Error Correction Model), où les variables doivent être intégrées de même ordre.

La méthodologie utilisée dans ce papier est basée sur une estimation à l'aide du modèle ARDL (Autoregressive Distributed Lag) en panel qui permet d'analyser aussi bien la relation de court terme que de long terme entre les transferts de fonds et le taux de change effectif réel avec des variables à la fois intégrées d'ordre (0) et d'ordre (1). Il existe trois méthodes d'estimation avec un modèle ARDL : Pooled Mean Group (PMG), Mean Group (MG) et Dynamic Fixed Effects model (DEF). Compte tenu que les pays ont une vulnérabilité différente à court terme aux crises financières et aux chocs externes, aux politiques de monétaires et de stabilisation, nous privilégions le modèle « Pooled Mean Group » (PMG) 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 pays[19].

Dans un premier temps, le modèle de l'équation (6) est estimé pour un panel de trois pays du Maghreb : la Tunisie, le Maroc et l'Algérie de 1980 à 2015. Par contre, l'ajout de la variable du taux de change parallèle ne permet de faire l'estimation que sur la sous-période 1980-1999, seule disponibilité de la variable ($Black_market$).

---

[18] *voir, entre autres, Choi, I. (2001). Unit root tests for panel data. Journal of International Money and Finance 20: 249–272.*

Hadri, K. (2000). Testing for stationarity in heterogeneous panel data. Econometrics Journal 3: 148–161.

Im, K. S., M. H. Pesaran, and Y. Shin. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. Journal of Econometrics 115: 53–74.

Levin, A., C.-F. Lin, and C.-S. J. Chu. (2002). Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties. Journal of Econometrics 108: 1–24.

Breitung, J., and S. Das. (2005), Panel unit root tests under cross-sectional dependence. Statistica Neerlandica 59 : 414–433.

[19] *La méthode Pooled Mean Group » (PMG) est préférée pour les échantillons de petite taille. Cet estimateur permet d'établir une distinction entre dynamique de court terme et dynamique de long terme qui tient compte de l'hétérogénéité des pays. Pour résoudre les problèmes d'endogénéité et d'hétérogénéité dans une spécification dynamique, on utilise les estimateurs fondés sur la PMG en système.*

Dans un second temps, on estime séparément les trois pays du Maghreb, car l'Algérie avec sa dépendance aux revenus pétroliers a des caractéristiques économiques différentes, plus sensibles à la maladie hollandaise, que la Tunisie ou le Maroc. L'estimation du modèle ARDL précédent pour chaque pays permet de voir les modifications sur la stabilité et la significativité des coefficients de long terme.

Les données relatives aux variables des trois pays du Maghreb : la Tunisie, le Maroc et l'Algérie entre 1980 et 2015 sont issues de plusieurs bases de données. Le Taux de change Effectif réel (TCER) provient de la base du Fonds Monétaire International[20]. Le taux de change effectif réel dans notre estimation empirique 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 quatre-vingt 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 figures 2 en annexe).

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 sont disponibles dans la base de données de la Banque Mondiale[21]. La productivité est extraite de la base du Conference Board à Washington[22] et le taux de change parallèle ($Black_market$) de la base de Carmen Reinhart[23].

On s'aperçoit qu'en Algérie le taux de change parallèle diffère fortement du taux de change officiel, particulièrement à partir de 1991, pour atteindre deux fois le montant officiel en 1999, dernière année de la base (voir Figure 3 en Annexe). La différence entre le taux officiel et le taux parallèle est bien moindre au Maroc et reste très faible en Tunisie.

Les statistiques descriptives de l'ensemble des variables utilisées sont présentées en annexe (tableau 3).

[20] http://data.imf.org/?sk=5DABAFF2-C5AD-4D27-A175-1253419C02D1&ss=1390030341854
[21] http://databank.worldbank.org/data/home.aspx
[22] https://www.conference-board.org/data/economydatabase
[23] http://www.carmenreinhart.com/data/browse-by-topic/topics/10

5. Résultats

Les résultats de notre modèle décrivant la relation entre le taux de change effectif réel et ses déterminants, sont présentés dans les tableaux 4a (pour la relation de long terme) et 4b, 4c, 4d pour les relations de court terme (tableaux en Annexe).

L'existence d'une relation à long terme entre le TCER et ses fondamentaux est confirmée pour les pays du Maghreb puisque le coefficient de force de rappel est significatif et négatif même si l'ajustement vers les paramètres structurels est très lent pour la Tunisie et le Maroc (θ_i=-0,03 et -0,14 dans la colonne modèle 8 des tableaux 4d et 4c). La force de rappel est plus forte pour l'Algérie (θ_i=-0,50 dans la colonne modèle 8 du tableau 4b). 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, Marimoutou, & Rey, 2004; El-Sakka & McNabb, 1999).

Les investissements directs à l'étranger et la dépense publique ne sont pas statistiquement significativement différentes de zéro dans le modèle 8, mais elles sont significatives avec le même signe positif dans les autres modèles (1 à 7). L'impact à long terme est donc très légèrement positif, certainement induit des dépenses publiques dirigés vers les ménages qui provoque une augmentation de la demande de biens non-échangeables et une appréciation de la monnaie

Toutes les six autres variables du modèle 8 ont un impact significatif à long terme.

Le processus de rattrapage Balassa-Samuelson qu'on peut observer dans les économies en développement, semble jouer pour les pays du Maghreb car la hausse de la productivité tend à apprécier le taux de change effectif réel.

L'augmentation des actifs détenus à l'étranger par des autorités monétaires maghrébines conduit à une appréciation de leur monnaie, comme attendu théoriquement. C'est aussi le cas pour l'aide au développement.

Une augmentation des termes de l'échange provoque aussi une appréciation du taux de change effectif réel : l'effet revenu domine l'effet substitution à long terme dans le cas des pays du Maghreb. La hausse du revenu national et de la demande de biens non-échangeables induite provoque une inflation importée à terme.

A court terme, si l'on regarde les tableaux 4b, 4c et 4d, c'est l'effet inverse avec un signe qui est négatif entre les termes de l'échange et le TCER pour les trois pays. C'est donc l'effet substitution qui domine à court terme avec le risque de produits importés qui se substituent aux biens du secteur abrité.

A l'inverse des autres variables, et comme souligné par Barajas et al., (2010), l'augmentation du degré d'ouverture tend à affaiblir le taux de change effectif réel.

Enfin, le résultat important de l'article concerne l'effet des transferts de fonds qui est systématiquement négatif à long terme sur le taux de change effectif réel. Ce résultat infirme l'existence d'un risque de Dutch Disease provoqué par les transferts des migrants dans ces trois pays du Maghreb. Les entrées des devises via les envois d'argent tendent même à très légèrement améliorer la compétitivité de ces pays vis-à-vis de leurs partenaires commerciaux. Si l'on reprend les résultats du modèle 8, une augmentation de 10% du ratio Rem/PIB vers les pays du Maghreb engendre une dépréciation de 0,02 % du taux de change effectif réel[24]. En intégrant les élasticités à court terme, on peut légèrement différencier les trois pays, avec un impact un peu 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 Rem/Pib (voir fonctions de réponse impulsionnelle, figures 6a dans l'annexe 6). Dans les cas marocain et tunisien, la dépréciation est moindre (respectivement 0,02% et 0,03%) et plus longue, atteinte après plus de dix ans.

Les réponses aux chocs positifs sur les transferts (figures 6a-b-c) montrent une très légère appréciation la première année en Algérie, et les secondes au Maroc, mais très vite il y a une très légère dépréciation du taux de change effectif réel.

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, mais il faut chercher d'autres raisons pour expliquer que cet impact négatif sur le TCER perdure à long terme.

Lorsque les envois d'argent des migrants sont utilisés à la construction d'une maison, cela augmente une demande de main d'œuvre plutôt non qualifiée qui n'a pas d'impact sur le taux de change réel, car il n'y a pas d'impact sur les salaires dans les industries où les emplois sont plus qualifiés. Miotti, Mouhoud, & Oudinet, (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 sub-saharienne, beaucoup plus utilisés dans les produits de consommation qui peuvent induire un effet inflationniste.

[24] *Calcul des auteurs, sur la base du modèle 8 du tableau 4a.*

Une autre explication provient de la politique de contrôle des changes menée par certains pays qui conduit souvent à un taux de change surévalué. R. G. Rajan & Subramanian, (2011) ont trouvé une relation inverse entre les pays qui avaient surévalué leur taux de change et les transferts. Le caractère contra cyclique des transferts des migrants vis-à-vis du taux de change diminue le risque de Dutch Disease (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, Oudinet, & Unan, 2008). Ainsi le risque de perte de compétitivité est très faible car les transferts baissent si le taux de change commence à être surévalué.

Une dernière explication est à chercher vers les effets positifs qu'ont les envois d'argent sur l'augmentation des investissements et l'offre de main d'œuvre pour relancer 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 primordiaux[25].

6. Robustesse des résultats

Plusieurs estimations complémentaires ont été réalisées pour tester la robustesse des résultats, en particulier, l'effet négatif des transferts des migrants sur le taux de change effectif réel des trois pays étudiés.

Dans les tableaux 4, plusieurs modèles sont estimés en intégrant progressivement les déterminants fondamentaux du TCER (modèles 1 à 7) pour arriver au modèle 8 le plus complet sur la période 1980-2015. Les transferts des migrants ont toujours un impact négatif sur l'évolution du TCER, quel que soit le modèle estimé.

Comme il existe dans les trois pays du Maghreb, un marché parallèle du change, nous avons voulu tester l'ajout de la variable $Black_market$, mais comme elle n'est disponible que sur la période 1980-1999, nous avons comparé sur cette sous-période le modèle avec $Black_market$ (modèle 10 des tableaux 4a-b-c-d) avec le modèle sans $Black_market$ (modèle 9). L'élasticité des transferts des migrants reste négative et significative à long terme pour les trois pays et aussi à court terme, où l'effet de substitution se confirme. Il semble que sur cette sous-période, l'effet de dépréciation à long terme dû aux envois d'argent soit même deux fois plus important (-0,10). Le taux de change parallèle, qui a lui-même un impact légèrement négatif sur le TCER, ne modifie pas l'effet des transferts formels sur le change.

[25] *Slama, Belhedi, & 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.*

Compte tenu des caractéristiques différentes de l'industrie algérienne très concentrée sur le secteur pétrolier avec la quasi-totalité des exportations, nous avons estimés l'Algérie, la Tunisie et le Maroc séparément. Les résultats à long et court terme sont respectivement dans les tableaux 5a et 5b.

Enfin, pour la robustesse, nous rapportons également l'estimation des modèles à coefficients hétérogène utilisant des effets de corrélation communes dans un panel dynamique (Xtdcce2[26]), qui fournit néanmoins des résultats similaires. Dans le tableau 6, l'estimation à l'aide des techniques (Mean Group[27]) et (Common Correlated Effects[28]) confirme l'existence de la relation de long terme entre le taux de change effectif réel et ses déterminants. L'impact négatif des envois d'argent sur le taux de change est confirmé à long terme dans les trois pays. La distinction des pays permet de confirmer à long terme un impact négatif des envois d'argent sur le taux de change dans les trois pays. Par contre, il n'y a pas d'effet à court terme sur les TCER algérien au contraire d'une légère appréciation du TCER tunisien et marocain.

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. Comme pour les pays pétroliers, l'arrivée de devises peut tirer vers le haut le taux de change et 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 cette richesse provenant du pétrole aux autres secteurs ne marche pas naturellement ; les ressources sont souvent absorbées par des dépenses publiques ou placées à l'étranger, ce qui 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 identique de 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

[26] *Xtdcce2 estime un modèle des coefficients hétérogènes dans un panel dynamique ayant une dépendance entre les unités sectionnelles. Il prend en charge la corrélation effets estimateur CCE (Common) de Pesaran (2006), la dynamique commune en corrélation effets estimateur (DCCE), proposé par Chudik et Pesaran (2015) et l'estimateur de groupe signifie (MG, Pesaran et Smith, 1995) et en la file d'attente signifie groupe estimateur (PMG, Shin et. Al, 1999).*

[27] *La technique (MG) introduite par Pesaran et Smith (1995) appelle à estimer des régressions distinctes pour chaque pays et à calculer les coefficients comme un poids moyen des coefficients estimés pour chaque pays. Cela n'impose aucune restriction. Il permet à tous les coefficients de varier et d'être hétérogène à long terme et à court terme.*

[28] *CCE Estime un modèle des coefficients hétérogènes dans un panel dynamique avec une dépendance entre les unités en coupe transversale.*

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 ce papier, nous étudions l'impact des transferts de fonds sur le taux de change effectif réel 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 ARDL qui permet d'analyser aussi bien la relation de court et de long terme.

Les résultats montrent un résultat inattendu : 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. On peut donc conclure que les envois de fonds par leur impact sur le taux de change n'ont pas d'incidence négative sur la compétitivité des trois pays du Maghreb, et cet effet est un peu plus marqué en Algérie qu'en Tunisie et au Maroc.

Plusieurs raisons peuvent être soumises 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 la construction d'un logement ou bien pour des investissements, 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 retardés, voire réduits, en cas de change surévalué. 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 couteux 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, Chami, Ebeke, & Oeking, 2016). Enfin, si les défis de la mise en œuvre d'une politique monétaire efficace se révèlent trop difficiles à moyen terme, il peut être nécessaire de maintenir un régime de change plus géré.

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 est indispensable pour accompagner le développement.

Arezki et al., (2012) ont montré que les seuls pays avec des ressources naturelles qui ne sont pas tombés dans la maladie hollandaise, comme le Botswana, 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.

Les pouvoirs publics ont un rôle définitivement 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 télécoms ou l'industrie agroalimentaire. Mais, il semble encore plus important d'associer et d'aider les migrants et leurs familles récipiendaires des fonds à participer à ce développement par l'intermédiaire de la micro finance.

Références

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. https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2005.05.004

Amuedo-Dorantes, C., & Pozo, S. (2004). Workers' Remittances and the Real Exchange Rate: A Paradox of Gifts. *World Development*, *32*(8), 1407–1417. https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2004.02.004

Arezki, R., Gylfason, T., Sy, A. N. R., Bank al-Jazā'ir, IMF Institute, & International Monetary Fund (Eds.). (2012). *Beyond the curse: policies to harness the power of natural resources*. Washigton, D.C.: International Monetary Fund.

Barajas, A., Chami, R., Ebeke, C., & Oeking, A. (2016). What's Different about Monetary Policy Transmission in Remittance-Dependent Countries? *IMF Working Papers WP/16/ 44*. 201 6 International Monetary Fund.

Barajas, A., Chami, R., Hakura, D. S., & Montiel, P. (2010). Workers' Remittances and the Equilibrium Real Exchange Rate: Theory and Evidence. *IMF Working Paper*, *10/287*.

Barguellil, A., Zaiem, M. H., & Zmami, M. (2013). Remittances, Education and Economic GrowthA 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. https://doi.org/10.1080/10168730600879323

Chowdhury, M. B., & Rabbi, F. (2011). Workers' Remittances and Real Exchange Rate in Bangladesh: A Cointegration Analysis. https://doi.org/10.13140/2.1.4648.8007

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*.

El-Sakka, M. I. T., & McNabb, R. (1999). The Macroeconomic Determinants of Emigrant Remittances. *World Development*, *27*(8), 1493–1502. https://doi.org/10.1016/S0305-750X(99)00067-4

Fuentes, J. C. C., & Herrera, J. C. 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. https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2008.10.005

Grabel, I. (2008). The Political Economy of Remittances: What Do We Know? What Do We Need to Know? *Political Economy research Institute*.

Hassan, G. M., & Holmes, M. J. (2013). Remittances and the real effective exchange rate. *Applied Economics*, *45*(35), 4959–4970. https://doi.org/10.1080/00036846.2013.808311

Hinkle, L. E., & Montiel, P. J. (1999). *Exchange rate misalignment: concepts and measurement for developing countries*. New York: Oxford University Press.

Izquierdo, A., & Montiel, P. J. (2006). Remittances and Equilibrium Real Exchange Rates in Six Central American Countries. *Draft, 20 March 2006*.

Lartey, E. K. K., Mandelman, F. S., & Acosta, P. A. (2012). Remittances, Exchange Rate Regimes and the Dutch Disease: A Panel Data Analysis: REMITTANCES, EXCHANGE RATES AND DUTCH DISEASE. *Review of International Economics*, *20*(2), 377–395. https://doi.org/10.1111/j.1467-9396.2012.01028.x

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. (2007). Remittances and the real exchange rate. *World Bank Policy Research*, *Working Paper 4213*, 33.

Macdonald, R., & Ricci, L. A. (2005). ESTIMATION OF THE EQUILIBRIUM REAL EXCHANGE RATE FOR SOUTH AFRICA1. *South African Journal of Economics*, *72*(2), 282–304. https://doi.org/10.1111/j.1813-6982.2004.tb00113.x

Makhlouf, F., & Chnaina, K. (2011, September 29). Impact des Transferts de Fonds sur le Taux de Change Effectif Réel en Tunisie. *Rencontre Internationale Méditerranéenne : Nouveaux Enjeux, Perspectives, Économiques et Sociales Des Pays de La Rive Sud*. Hammamet, Tunisie.

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. https://doi.org/10.1111/sjoe.12103

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*. https://doi.org/10.2139/ssrn.1619887

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*.

Mongardini, J., & Rayner, B. (2009). Grants, Remittances, and the Equilibrium Real Exchange Rate in Sub-Saharan African Countries. *IMF Working Papers*, *09*(75), 1. https://doi.org/10.5089/9781451872224.001

Mouhoud, E. M., Oudinet, J., & Unan, E. (2008, February). 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., & Makhlouf, F. (2013). Remittances, dutch disease, and competitiveness: a Bayesian analysis. *Journal of Economics Devlopment*, *38*(2), 67.

Rajan, R. G., & Subramanian, A. (2011). Aid, Dutch disease, and manufacturing growth. *Journal of Development Economics*, *94*(1), 106–118. https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2009.12.004

Rajan, R., & Subramanian, A. (2005). *What Undermines Aid's Impact on Growth?* (No. w11657). Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research. https://doi.org/10.3386/w11657

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. https://doi.org/10.1080/13504851.2015.1078436

Singer, D. A. (2010). Migrant Remittances and Exchange Rate Regimes in the Developing World. *American Political Science Review*, *104*(02), 307–323. https://doi.org/10.1017/S0003055410000110

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*, pp. 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. https://doi.org/10.1111/j.1467-9361.2008.00468.x

Annexes

Annexe 1 - Impact de la variation des Transferts des migrants (Remittances) sur l'inflation et le taux de change effectif réel (TCER)

$$TCER_{Remit} = \frac{TCEN_{Remit}}{IPC_{Remit}}$$

$$\frac{dTCER}{dRemit} = \frac{dTCEN_{Remit}}{dIPC_{Remit}}$$

$$\frac{\frac{dTCER}{dRemit}}{\frac{dTCEN}{dRemit}} = \frac{1}{IPC}$$

$$\frac{dTCER}{dRemit} = \frac{(TCEN)'\ IPC\ \ -(IPC)'\ \ TCEN}{(IPC)^2}$$

$$\frac{dTCER}{dRemit} < 0\ et\ (IPC)^2 > 0$$

$$(TCEN)'\ IPC\ \ -(IPC)'\ \ TCEN < 0$$

$$(TCEN)' < 0\ et\ IPC > 0\ et\ TCEN > 0$$

$$(TCEN)'\ IPC < 0$$

$$-(IPC)'\ \ TCEN < 0$$

$$(IPC_{Remit})' > 0$$

Où le TCER est le taux de change effectif réel, TCEN est le taux de change effectif nominal, Remit les transferts de fonds des migrants et IPC est l'indice des prix. Cette démonstration théorique montre la hausse des prix des matières premières et des biens et services importés d'autres pays, dans le cas d'une dépréciation à la fois du taux de change effectif réel et nominal. Cet accroissement de l'indice des prix serait l'origine de l'inflation importée sous forme d'inflation par les coûts.

Tableau 1: Tests de racine unitaire

Variables	Levin, Lin & Chu t*		Im, Pesaran and Shin W-stat		ADF - Fisher Chi-square		Breitung t-stat		C
	Level	First difference	Level	First difference	Level	First difference	Level	First difference	
Real effective exchange rate	(-0.332) 0.36	(-4.423)*** 0.00	(-0.310) 0.62	(-3.409)*** 0.00	(7.094) 0.45	(22.136)*** 0.00	(0.689) 0.75	(-2.749)*** 0.00	I(1)
Remittances (% GDP)	(-1.952)** 0.02	(-8.581)*** 0.00	(-0.858) 0.19	(-7.676)*** 0.00	(7.743) 0.25	(52.172)*** 0.00	(-2.863)*** 0.00	(-6.950)*** 0.00	I(0) I(1)
Terms of trade (log)	(-1.290)* 0.09	(-5.368)*** 0.00	(-1.094) 0.13	(-5.619)*** 0.00	(11.077)* 0.08	(36.807)*** 0.00	(-0.680) 0.24	(-2.813)*** 0.00	I(0) I(1)
FDI (%GDP)	(-2.492)*** 0.00		(-2.830)*** 0.00		(19.031)*** 0.00		(-1.553)* 0.06		I(0)
Trade openness (X+M / GDP)	(-0.585) 0.27	(-8.589)*** 0.00	(-0.641) 0.26	(-7.612)*** 0.00	(6.633) 0.35	(52.223)*** 0.00	(-1.118) 0.13	(-6.101)*** 0.00	I(1)
Productivity	(0.249) 0.59	(-11.521)*** 0.00	(-0.074) 0.47	(-11.780)*** 0.00	(8.749) 0.18	(104.985)**** 0.00	(-0.147) 0.44	(-7.941)*** 0.00	I(1)
Government Consumption (% GDP)	(0.185) 0.57	(-5.769)*** 0.00	(-0.505) 0.30	(-6.215)*** 0.00	(11.458)* 0.07	(42.919)*** 0.00	(0.823) 0.79	(-2.139)*** 0.01	I(0) I(1)
Net foreign assets	(-0.685) 0.24	(-5.092)*** 0.00	(-0.452) 0.32	(-3.885)*** 0.00	(8.200) 0.22	(24.894)*** 0.00	(-0.283) 0.38	(-4.037)*** 0.00	I(1)
Aid (% GDP)	(3.148) 0.99	(-6.894)*** 0.00	(2.686) 0.99	(-9.063)*** 0.00	(0.581) 0.99	(86.296)*** 0.00	(-0.771) 0.22	(-3.183)*** 0.00	I(1)

Notes: t-statistics in parentheses; significance levels of 10% (*), 5% (**), and 1% (***).

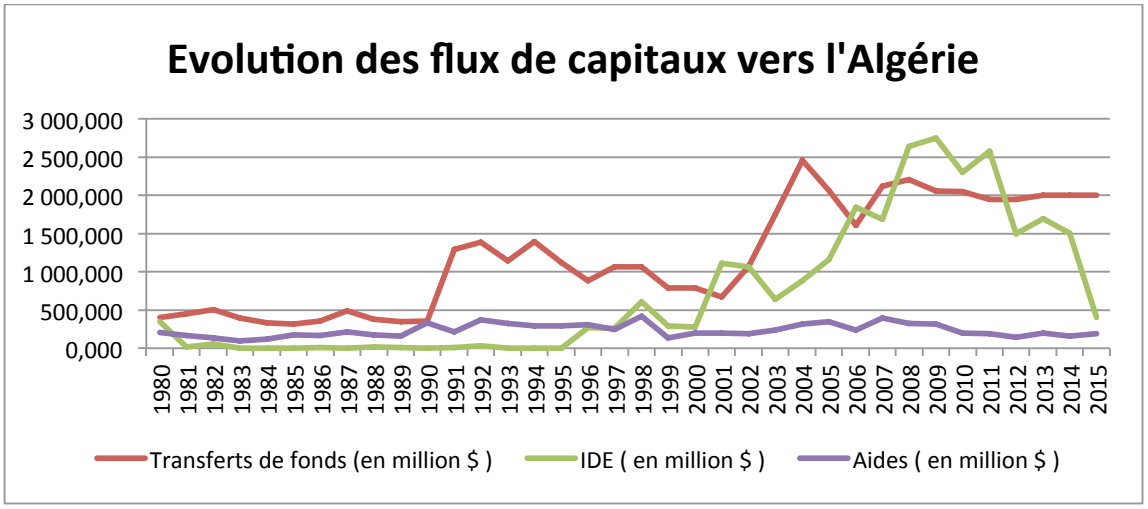
Tableau 2: Correlate (Observation =108)

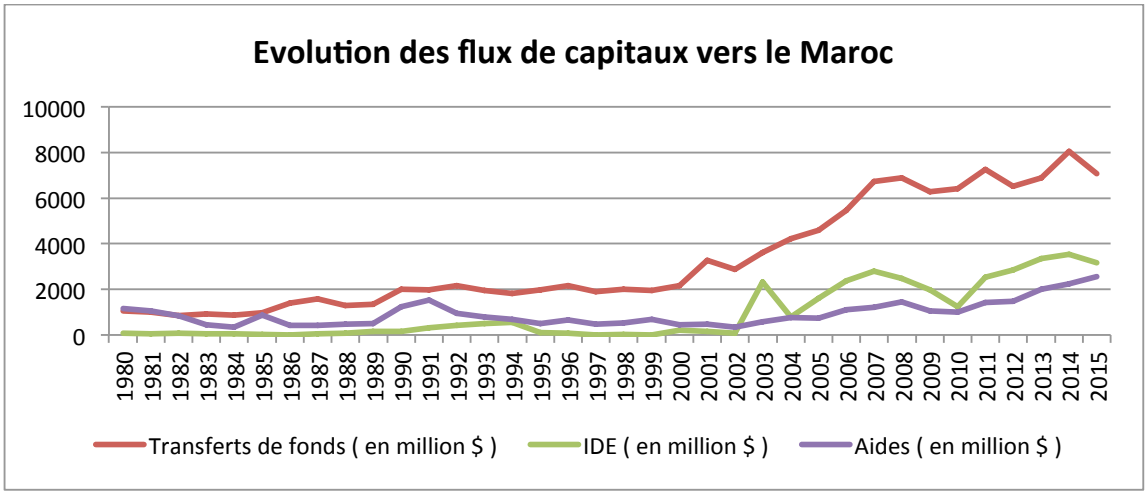
	lREER	RemitGDP	FDIGDP	APDGDP	Prod	NFAGDP	lTOT	Govcon~P	OCGDP
lREER	1.0000								
RemitGDP	-0.4507	1.0000							
FDIGDP	-0.2786	0.2858	1.0000						
APDGDP	-0.1597	0.5774	0.0266	1.0000					
Prod	0.4980	-0.8490	-0.2734	-0.6804	1.0000				
NFAGDP	-0.3883	-0.3441	0.1003	-0.3760	0.2123	1.0000			
lTOT	-0.0723	-0.3295	0.1527	-0.2477	0.1919	0.7519	1.0000		
GovconsGDP	-0.0568	0.2352	-0.0244	0.0921	-0.1447	0.0172	-0.0594	1.0000	
OCGDP	-0.2987	0.2026	0.6740	0.0686	-0.2460	0.1013	0.3447	-0.0664	1.0000

Tableau 3: Summarize

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
lREER	108	4.861917	.3865732	4.551613	6.101765
RemitGDP	108	3.878342	2.310617	.0606032	8.515108
FDIGDP	108	1.480978	1.50345	-.2417888	9.424248
APDGDP	108	1.44548	1.236556	.0691231	5.869631
Prod	108	34413.23	17480.15	14631.76	71346.09
NFAGDP	108	.1616473	.2708915	-.1570692	1.079255
lTOT	108	4.674289	.3415853	3.930372	5.672991
GovconsGDP	108	16.97188	1.835748	11.23158	24.14377
OCGDP	108	69.1101	18.23868	32.68458	115.3961

Figure 1 : Evolution des flux de capitaux vers les pays du Maghreb





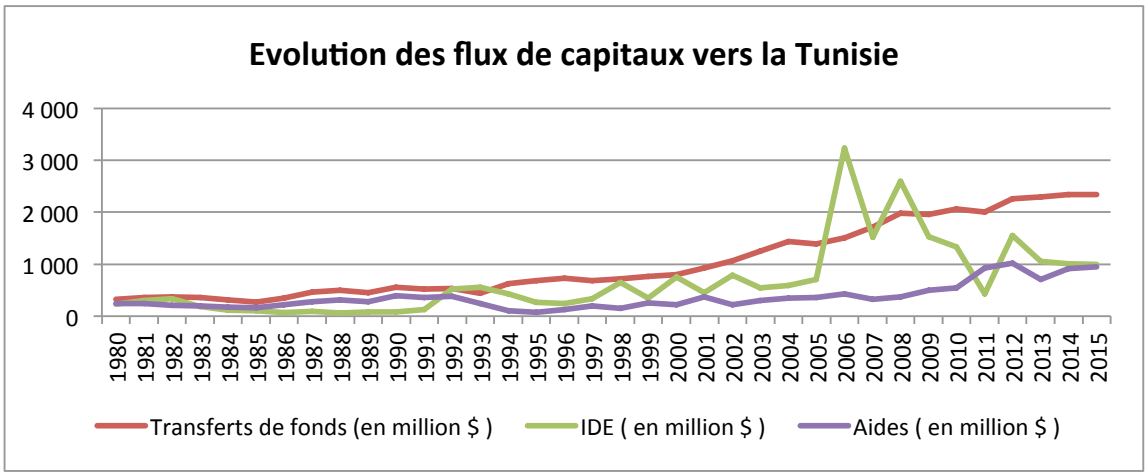
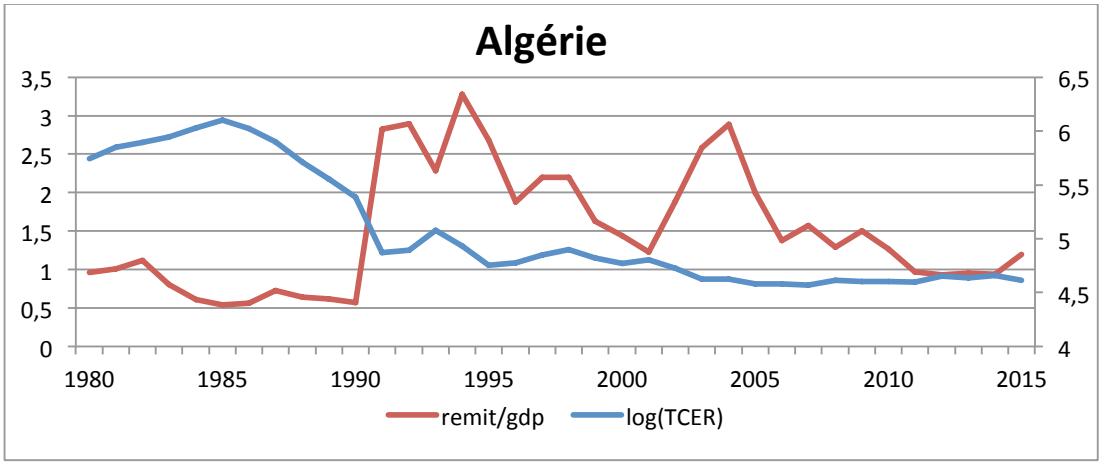
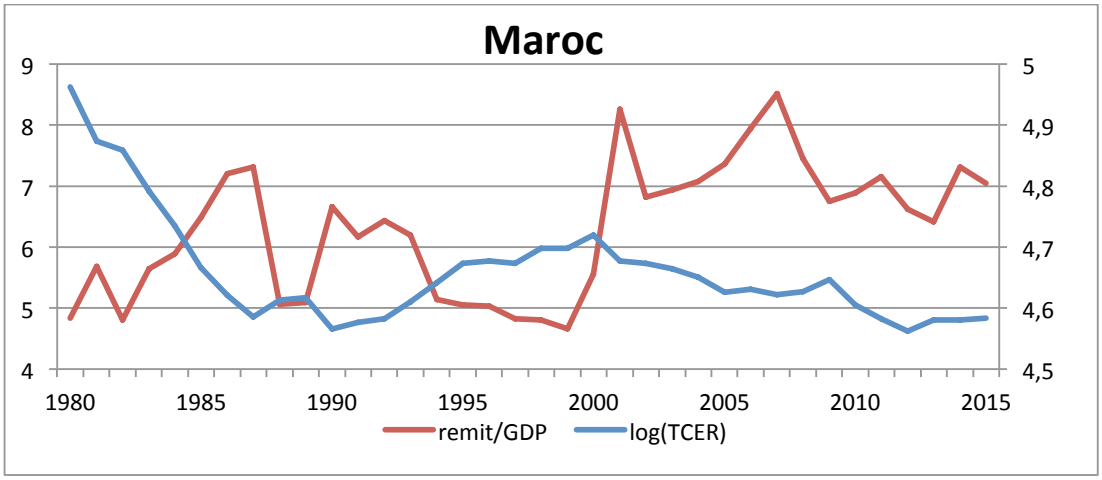


Figure 2 – Evolutions des transferts et du taux de change effectif réel en Algérie, Maroc et Tunisie





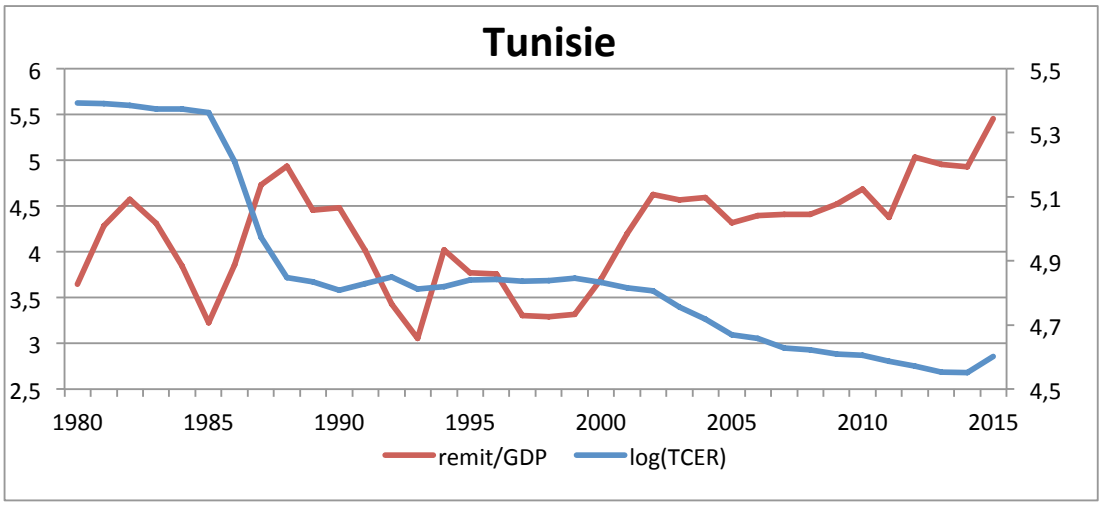
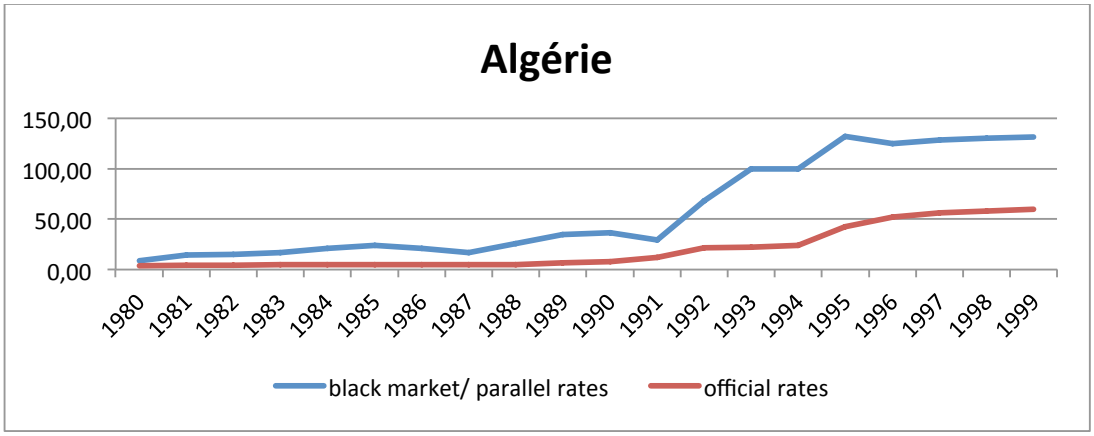
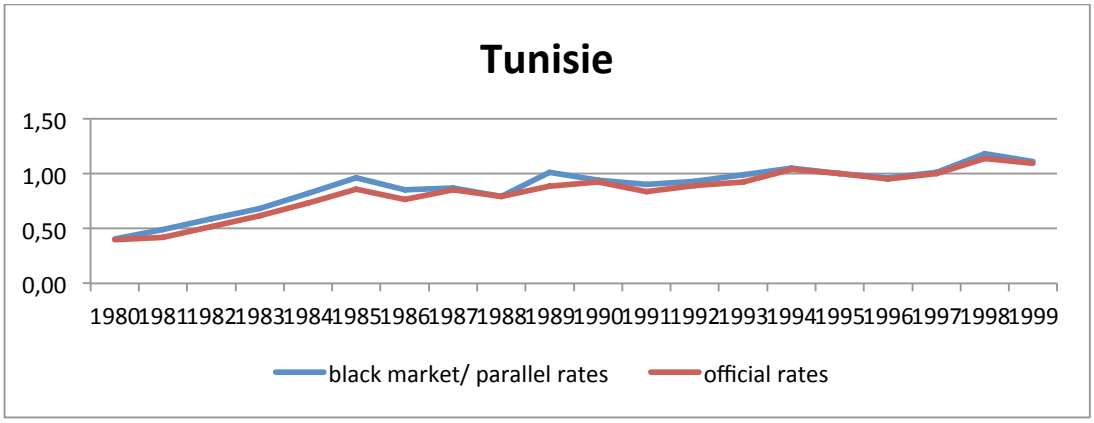


Figure 3 – Evolutions du taux de change officiel et du taux de change parallèle en Algérie, Tunisie et Maroc





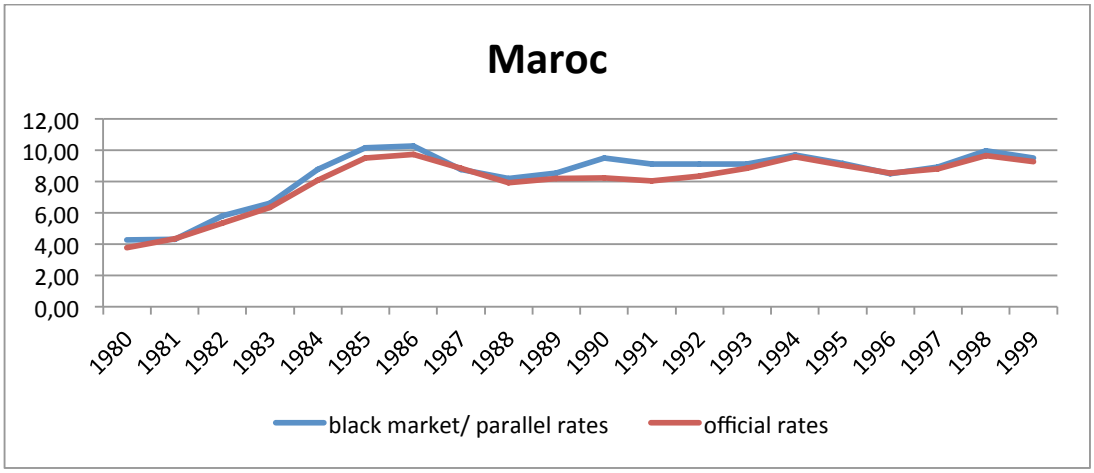


Tableau 4a: Résultats d'estimation de long terme, Pooled Mean Group Regression (Algeria, Morocco, Tunisia) (Dependent variable is the real effective exchange rate).

	Time Variable (t): 1980 to 2015								Time Variable (t): 1980 to 1999	
Variables	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6	Model 7	Model 8	Model 9	Model 10
Remittances (% GDP)	- 0.046*** (-3.93)	-0.062*** (-3.06)	-0.098*** (-2.88)	-0.076*** (-2.57)	-0.066*** (-4.51)	-0.067*** (-3.08)	-0.049* (-1.92)	-0.040* (-1.69)	-0.10*** (-6.81)	-0.118*** (-5.63)
Terms of trade (log)		0.257*** (7.40)	0.131*** (2.81)	0.328*** (5.51)	-0.066 (-1.47)	-0.081 (-1.10)	0.117 (0.78)	1.268*** (9.15)	0.540*** (7.88)	0.273*** (6.74)
FDI (%GDP)			0.045* (1.70)	0.075** (2.19)	0.051* (1.79)	0.064** (2.33)	0.451*** (14.24)	0.046 (1.63)	0.250*** (6.94)	0.251*** (6.23)
Trade openness (X+M / GDP)				-0.007** (-2.15)	-0.009*** (-3.09)	-0.007** (-2.30)	-0.013*** (-3.12)	-0.011*** (-3.49)	-0.009*** (-3.28)	
Productivity					0.00007*** (28.00)	0.00007*** (21.65)	0.00007*** (10.54)	0.00007*** (11.04)	0.00004*** (17.44)	0.00005*** (21.30)
Government Consumption (% GDP)						0.028** (2.04)	0.032** (1.98)	0.023 (1.58)	0.060*** (9.31)	0.068*** (9.57)
Net foreign assets							0.346* (1.76)	0.740*** (3.96)	-0.776*** (-3.52)	-0.727** (-2.24)
Aid (% GDP)								1.288*** (65.88)	-0.0003 (-0.03)	
Black rates										-0.0009* (-1.86)
Number of observation	105	105	105	105	105	105	105	105	57	57
Countries	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3
Time	35	35	35	35	35	35	35	35	19	19
Log Likelihood	181.22	184.95	186.50	194.72	205.567	207.76	210.20	214.33	160.28	148.73

Notes: t-statistics in parentheses; significance levels of 10% (*), 5% (**), and 1% (***).

Tableau 4b: Résultats d'estimation à court terme, Algeria, Pooled Mean Group Regression (Algeria, Morocco, Tunisia) (Dependent variable is the real effective exchange rate).

	Time Variable (t): 1980 to 2015								Time Variable (t): 1980 to 1999	
Variables	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6	Model 7	Model 8	Model 9	Model 10
Remittances (% GDP)	-0.073*** (-2.93)	-0.074*** (-3.17)	-0.071*** (-2.99)	-0.072*** (-3.48)	-0.036** (-1.89)	-0.026 (-1.19)	-0.045** (-2.13)	-0.067*** (-3.80)	-0.095*** (-10.13)	-0.068*** (-4.59)
Terms of trade (log)		-0.13* (-1.80)	-0.134* (-1.75)	0.067 (0.73)	0.145* (1.86)	0.177** (2.00)	0 .147 (1.61)	-0.447** (-2.64)	-0.230*** (-4.32)	-0.081 (-1.02)
FDI (%GDP)			0.022 (0.62)	-0.0008 (-0.03)	0.039 (1.26)	0.063* (1.75)	-0.158*** (-3.31)	0 .045 (1.11)	-0.093*** (-2.94)	-0.002 (-0.07)
Trade openness (X+M / GDP)				-0.012*** (-3.12)	-0.005 (-1.43)	-0.004 (-1.06)	-0.004 (-0.98)	-0.005 (-1.19)	0.004** (2.29)	
Productivity					-0.00001** (-2.19)	-0.00002*** (-2.56)	-0.00001*** (-2.37)	-0.00002** (-2.35)	-0.00001** (-2.06)	-0.00001 (-1.36)
Government Consumption (% GDP)						-0.016 (-1.07)	-0.008 (-0.57)	-0.004 (-0.29)	-0.024* (-1.72)	-0.017 (-0.80)
Net foreign assets							0.555** (2.02)	0.716** (2.52)	1.995*** (11.76)	1.48*** (3.89)
Aid (% GDP)								0.639*** (3.53)	0.179*** (5.02)	
Black rates										0.0006 (0.95)
Constant	0.334* (1.63)	0.318** (2.09)	0.362** (2.12)	0.245* (1.79)	1.30*** (4.40)	1.464*** (3.68)	0 .982** (2.30)	0.899** (2.16)	-0.049 (-1.38)	0.240*** (3.19)
Error correction term	-0.054* (1.69)	-0.068*** (-2.51)	-0.068*** (-2.43)	-0.054** (-2.25)	-0.515*** (-4.50)	-0.604*** (-4.60)	-0.52*** (-416)	-0.50*** (-4.06)	-0.624*** (-7.96)	-0.649*** (-6.08)
Number of observation	105	105	105	105	105	105	105	105	57	57
Countries	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3
Time	35	35	35	35	35	35	35	35	19	19
Log Likelihood	181.22	184.95	186.50	194.72	205.567	207.76	210.20	214.33	160.28	148.73

Notes: t-statistics in parentheses; significance levels of 10% (*), 5% (**), and 1% (***).

Tableau 4c: Résultats d'estimation à court terme, Morocco, Pooled Mean Group Regression (Algeria, Morocco, Tunisia) (Dependent variable is the real effective exchange rate).

	Time Variable (t): 1980 to 2015								Time Variable (t): 1980 to 1999	
Variables	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6	Model 7	Model 8	Model 9	Model 10
Remittances (% GDP)	-0.011*** (-2.85)	-0.010** (-2.32)	-0.007* (-1.61)	-0.007* (-1.78)	-0.008*** (-2.59)	-0.009*** (-2.64)	-0.006* (-1.73)	-0.011*** (-2.62)	-0.013*** (-4.38)	-0.011*** (-2.86)
Terms of trade (log)		-0.007 (-0.15)	0.012 (0.25)	0.028 (0.62)	0 .043 (1.10)	0.032 (0.80)	0.023 (0.58)	-0.153*** (-3.17)	0.173*** (8.90)	0.203*** (9.40)
FDI (%GDP)			-0.002 (-0.62)	-0.004 (-1.38)	-0.002 (-0.86)	-0.004* (-1.68)	-0.049*** (-7.38)	-0.002 (-0.74)	-0.004 (-1.25)	0.0007 (0.17)
Trade openness (X+M / GDP)				-0.0001 (-0.22)	-0.0002 (-0.55)	-0.0002 (-0.52)	0.00006 (0.10)	0.0005 (0.76)	0.00003 (0.07)	
Productivity					-5.04e-06* (-1.74)	-4.85e-06 (-1.51)	-5.89e-06* (-1.84)	-8.e-6*** (-2.58)	-2.43e-06 (-1.35)	-3.20e-06*** (-2.43)
Government Consumption (% GDP)						-0.002 (-0.44)	-0.0009 (-0.30)	0 .00006 (0.02)	-0.004*** (-2.83)	-0.005*** (-3.37)
Net foreign assets							-0.148 (-1.18)	-0.122 (-0.97)	0.114 (1.37)	0.116 (1.22)
Aid (% GDP)								0.179*** (6.76)	-0.0002 (-0.18)	
Black rates										-0.002* (-1.66)
Constant	0.901*** (5.36)	0.622*** (5.24)	0.652*** (4.26)	0.535*** (4.74)	0.542*** (-7.16)	0.527*** (6.30)	0.469*** (4.87)	0.555*** (5.13)	0.105*** (4.83)	0.184*** (6.94)
Error correction term	-0.185*** (-5.41)	-0.163 (-5.50)	-0.142*** (-4.31)	0.137*** (-4.94)	-0.116*** (-7.54)	-0.116*** (-7.56)	-0.121*** (-7.41)	-0.142*** (-6.94)	-0.107*** (-11.22)	-0.114*** (-8.43)
Number of observation	105	105	105	105	105	105	105	105	57	57
Countries	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3
Time	35	35	35	35	35	35	35	35	19	19
Log Likelihood	181.22	184.95	186.50	194.72	205.567	207.76	210.20	214.33	160.28	148.73

Notes: t-statistics in parentheses; significance levels of 10% (*), 5% (**), and 1% (***).

Tableau 4d: Résultats d'estimation à court terme, Tunisia, Pooled Mean Group Regression (Algeria, Morocco, Tunisia) (Dependent variable is the real effective exchange rate).

	Time Variable (t): 1980 to 2015								Time Variable (t): 1980 to 1999	
Variables	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6	Model 7	Model 8	Model 9	Model 10
Remittances (% GDP)	-0.055*** (3.21)	-0.049*** (-2.84)	-0.049*** (-2.90)	-0.045*** (-2.58)	-0.053*** (-2.88)	-0.052*** (-2.83)	-0.052*** (-2.68)	-0.047*** (-2.57)	-0.055*** (-2.47)	-0.057*** (-2.55)
Terms of trade (log)		-0.279 (-1.49)	-0.273 (-1.47)	-0.261 (-1.37)	-0.277 (-1.39)	-0.282 (-1.42)	-0.299 (-1.49)	-0.356** (-1.89)	-0.243 (-0.80)	-0.313 (-1.06)
FDI (%GDP)			-0.001 (-0.44)	-0.002 (-0.74)	0.00002 (0.01)	-0.0003 (-0.11)	-0.014** (-2.07)	-0.00001 (-0.01)	-0.024*** (-2.35)	-0.028*** (-2.90)
Trade openness (X+M / GDP)				-0.001 (-1.10)	-0.0008 (-0.85)	-0.0005 (-0.54)	-0.0005 (-0.46)	-0.0007 (-0.66)	-0.001 (-0.78)	
Productivity					-8.31e-06 (-0.84)	-4.18e-06 (-0.38)	-4.04e-06 (-0.36)	1.20e-06 (0.11)	3.05e-06 (0.15)	5.00e-06 (0.31)
Government Consumption (% GDP)						0.010 (0.72)	0.010 (0.67)	0.010 (0.78)	-0.001 (-0.06)	0.012 (0.70)
Net foreign assets							-0.001 (-0.00)	0.035 (0.10)	-0.393 (-0.60)	-0.637 (-1.08)
Aid (% GDP)								0.012 (0.62)	-0.037 (-1.52)	
Black rates										0.050 (0.44)
Constant	0.435*** (3.30)	0.322*** (2.82)	0.385*** (3.20)	0.395*** (3.12)	0.161** (2.18)	0.130* (0.085)	0.130* (1.72)	0 .119* (1.62)	0.079 (1.20)	0.090 (1.52)
Error correction term	-0.091*** (3.30)	-0.089*** (-3.42)	-0.089*** (-3.79)	-0.098*** (-3.60)	-0.039*** (-3.18)	-0.036*** (-2.97)	-0.038*** (-2.83)	-0.039*** (-3.22)	-0.077*** (-2.90)	-0.086*** (-4.20)
Number of observation	105	105	105	105	105	105	105	105	57	57
Countries	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3
Time	35	35	35	35	35	35	35	35	35	35
Log Likelihood	181.22	184.95	186.50	194.72	205.567	207.76	210.20	214.33	160.28	148.73

Notes: t-statistics in parentheses; significance levels of 10% (*), 5% (**), and 1% (***).

Tableau 5a: Résultats d'estimation de long terme, ARDL time-series Regression (Algeria, Morocco, Tunisia) (Dependent variable is the real effective exchange rate).

	Time Variable (t): 1980 to 2015		
Variables/ Countries	Algeria	Morocco	Tunisia
Remittances (% GDP)	-0.164*** (-4.45)	-0.92*** (-3.04)	-0.162*** (-46.09)
FDI (%GDP)	0.090 (1.48)	0.075** (2.16)	0.0005 (0.94)
Productivity	0.00008*** (7.56)	0.00001 (0.56)	-0.00001*** (-39.42)
Government Consumption (% GDP)	0.053*** (3.50)	-0.031* (-2.04)	0.0005 (0.14)
Net foreign assets	0.033 (0.16)	-0.317 (-1.05)	0.207* (2.77)
Aid (% GDP)	1.100** (2.51)	-0.047** (-2.31)	0.023*** (35.70)
Constant	-0.500 (-0.58)	1.788*** (4.44)	30.007*** (9.03)
Error correction term	-0.891*** (-4.32)	-0.312*** (-4.91)	-5.239*** (-8.69)
Root MSE	0.075	0.013	0.002
Adj R-squared	0.605	0.796	0.991
Number of observation Time	34 35	33 35	28 35
Log Likelihood	52.287	111.629	160.692

Notes: t-statistics in parentheses; significance levels of 10% (*), 5% (**), and 1% (***).

Tableau 5b Résultats d'estimation à court terme, ARDL time-series Regression (Algeria, Morocco, Tunisia) (Dependent variable is the real effective exchange rate).

	Time Variable (t): 1980 to 2015		
Variables/ Countries	Algeria	Morocco	Tunisia
Remittances (% GDP)	0.048 (1.23)	0.014** (2.19)	0.056** (4.02)
FDI (%GDP)	0.697 (1.36)	-0.021** (-2.23)	-0.017*** (-13.95)
Productivity	-0.00003*** (-3.48)	-9.65e-06** (-2.57)	0.00001** (6.79)
Government Consumption (% GDP)	-0.050** (-2.31)	0.007* (1.88)	0.023** (4.33)
Net foreign assets	0.122 (0.31)	0.438*** (2.86)	0.795* (3.50)
Aid (% GDP)	-0.333** (-2.29)	0.001 (0.45)	-0.060** (-5.36)
Constant	-0.500 (-0.58)	1.788*** (4.44)	30.007*** (9.03)
Error correction term	-0.891*** (-4.32)	-0.312*** (-4.91)	-5.239*** (-8.69)
Root MSE	0.075	0.013	0.002
Adj R-squared	0.605	0.796	0.991
Number of observation	34	33	28
Time	35	35	35
Log Likelihood	52.287	111.629	160.692

Notes: t-statistics in parentheses; significance levels of 10% (*), 5% (**), and 1% (***).

Tableau 6 Robustesse

	Time Variable (t): 1980 to 2015		
Variables/ Estimate	XTPMG[29]	XTDCCE (MG)[30]	XTDCCE (CCE)[31]
Remittances (% GDP)	-0.048* (-1.91)	-0.043* (-1.78)	-0.047** (-2.25)
Trade openness (X+M / GDP)	-0.013*** (-3.50)	0.001 (0.33)	0.0007 (0.23)
Productivity	0.00006*** (10.99)	0.00004*** (3.57)	0.00001 (1.18)
FDI (%GDP)	0.068** (2.15)	0.012 (0.66)	0.007 (0.47)
Net foreign assets	-2.951*** (-16.14)	-1.025* (-1.74)	-0.776 (-1.50)
Government Consumption (% GDP)	0.032** (1.96))	0.062*** (3.09)	0.031* (1.73)
Terms of trade (log)	0.455*** (3.18)	0.001 (0.01)	-0.238* (-1.92)
Constant	0.121 (1.62)	1.209*** (12.17)	0.267 (0.27)
Error correction term	-0.513*** (-4.22)	-0.369*** (-5.84)	-0.389*** (-5.04)
Adj R-squared		0.74	0.79
Log Likelihood	210.175		

[29] *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 de long terme sont limités à être homogènes entre les pays.*

[30] *La technique (MG) introduite par Pesaran et Smith (1995) appelle à estimer des régressions distinctes pour chaque pays et à calculer les coefficients comme un poids moyen des coefficients estimés pour chaque pays. Cela n'impose aucune restriction. Il permet à tous les coefficients de varier et d'être hétérogène à long terme et à court terme.*

[31] *CCE Estime un modèle des coefficients hétérogènes dans un panel dynamique avec une dépendance entre les unités en coupe transversale.*

Number of observation	105	102	102
Number of groups	3	3	3
p-value		0.000	0.000

Notes: t-statistics in parentheses; significance levels of 10% (*), 5% (**), and 1% (***).

Figure 6a fonction de réponse impulsionnelle, un choc de plus 10% de ratio des transferts de fonds sur PIB sur le taux de change effectif réel du dinar algérien

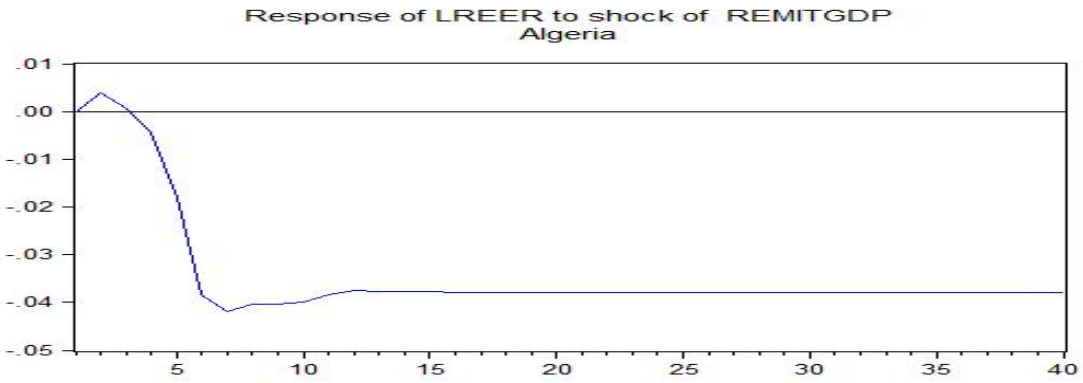


Figure 6b fonction de réponse impulsionnelle, un choc de plus 10% de ratio des transferts de fonds sur PIB sur le taux de change effectif réel du dirham marocain

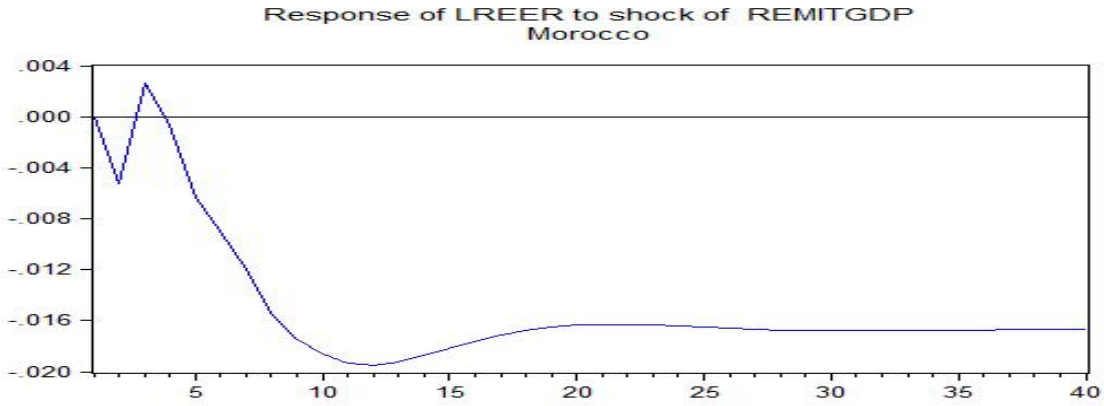


Figure 6c fonction de réponse impulsionnelle, un choc de plus 10% de ratio des transferts de fonds sur PIB sur le taux de change effectif réel du dinar tunisien

