

---

Région et Développement

n° 51-2020

www.regionetdeveloppement.org

---

## Les transferts des migrants améliorent-ils l'inclusion financière dans les pays récipiendaires ?

Chrysost BANGAKE\*  
Jude EGGOH\*\*

---

**Résumé** - Cet article analyse l'impact des transferts de fonds des migrants sur l'inclusion financière. Nous utilisons différentes variables d'inclusion financière et l'analyse porte sur un large panel de 111 pays sur la période 2004-2017. Les résultats obtenus à l'aide des modèles à effets fixes et sur panel dynamique suggèrent que les transferts de fonds des migrants améliorent l'inclusion financière des pays récipiendaires. Par ailleurs, l'impact de ces transferts sur l'inclusion financière est non linéaire, car ils sont plus efficaces dans les pays où le système financier est peu performant. Cet effet de seuil est confirmé lorsque l'endogénéité des transferts de fonds est prise en compte à l'aide de l'estimateur des GMM *system* et la relation non linéaire est estimée par la méthode PTR (*Panel Threshold Regression*).

---

**Classification JEL**

E22, F24, O16

**Mots-clés**

Transferts de fonds des migrants  
Inclusion financière  
Panel dynamique  
Panel à seuils

---

---

\* Lille Economie et Management (LEM), UMR 9221 CNRS, Université d'Artois ;  
chrysost.bangake@univ-artois.fr

\*\* Groupe de Recherche ANgevin en Economie et Management (GRANEM), Université d'Angers ; FASEG, Université d'Abomey-Calavi ; jude.eggoh@univ-angers.fr

## INTRODUCTION

Les migrations internationales sont l'un des facteurs qui conditionnent les relations entre les pays développés et les pays en développement (PED). En 2017, on estimait qu'environ 258 millions de personnes, soit à peu près 3,4 % de la population mondiale, vivaient et travaillaient hors de leur pays de naissance (Nations Unies, 2018). Les fonds rapatriés par ces travailleurs migrants ont des répercussions sur les PED d'Asie, d'Afrique, d'Amérique latine et du Moyen-Orient. D'après la Banque mondiale (2019), les transferts de fonds des migrants (TFM) sont, désormais, la première source de financement extérieur pour les PED, loin devant les investissements directs étrangers (IDE). Au total, ils s'élevaient en 2018 à 529 milliards de dollars US, alors que les IDE ont atteint seulement 344 milliards de dollars US. Cette forte croissance soutenue dans le temps, a amené la communauté internationale à s'intéresser de plus en plus aux effets des TFM sur les économies récipiendaires.

De façon générale, l'impact des TFM sur les économies récipiendaires est ambigu. En effet, de nombreuses études ont montré leurs effets bénéfiques, notamment à travers la réduction de la pauvreté (Gupta et al., 2009 ; Adams et Page, 2005) et le lissage de la consommation (Combes et Ebeke, 2011). En relâchant la contrainte financière des ménages, les TFM sont susceptibles d'encourager l'investissement (Woodruff et Zenteno, 2007) et la croissance économique (Eggoh et al. 2019 ; Singh et al., 2010). En revanche, les TFM peuvent également déclencher un phénomène similaire au syndrome hollandais (*Dutch disease*), se traduisant par une appréciation de la monnaie nationale avec pour corollaire une perte de compétitivité (Amuedo-dorantes et Pozo, 2004 ; Acosta et al., 2009). Ils peuvent aussi renforcer les inégalités et la corruption (Ahmed, 2013 ; Berdiev et al., 2013 ; Abdih et al., 2012).

Malgré l'importance croissante des transferts internationaux, rares sont les analyses de leur incidence sur l'inclusion financière des PED. Pourtant, plus de la moitié de la population des jeunes au niveau mondial n'a pas accès aux services financiers formels, et ce, en dépit des efforts considérables faits pour accroître la portée des banques, des assurances et des institutions de microfinance (World Bank, 2014). Cette situation est renforcée dans les pays en développement où les ménages sont souvent exclus du système bancaire classique (Guérineau et Jacolin, 2014 ; Demirgüç-Kunt et Klapper, 2012). L'inclusion financière serait alors favorable à une croissance inclusive (Demirgüç-Kunt, Klapper et Singer, 2017) et aurait de nombreux impacts bénéfiques pour le développement (Dissaux, 2019). Dans un tel contexte, analyser le lien entre les TFM et l'inclusion financière revêt un intérêt tout particulier. En effet, les chercheurs et les praticiens travaillant sur les questions de développement international et de réduction de la pauvreté considèrent l'inclusion financière comme un objectif de premier plan. Par exemple, les Objectifs de Développement Durable (ODD) des Nations Unies pour 2030 citent l'inclusion financière comme un fondement essentiel du développement économique. En particulier, 5 des 17 ODD mentionnent spécifiquement la nécessité d'un accès amélioré ou universel aux services financiers.

La littérature identifie deux canaux à travers lesquels les TFM peuvent affecter l'inclusion financière. Premièrement, les TFM pourraient accroître la demande d'instruments d'épargne, car les ménages pourraient avoir besoin d'épargner une partie des transferts reçus. Deuxièmement, il se peut que les TFM augmentent potentiellement les chances des ménages d'obtenir un prêt (Anzoategui et al., 2014). Sur le plan empirique, la plupart des études sont d'ordre microéconomique (Demirgüç-Kunt et al., 2011 ; Anzoategui et al., 2014 ; Ambrosius et Cuenca 2016 ; Ajefu et Ogebe, 2019). Au niveau macroéconomique, l'impact des TFM sur l'inclusion financière

reste peu exploré. L'absence de données internationales fiables et comparables entre les pays et dans le temps sur la mesure de l'inclusion financière en est la principale raison (Karlan et Morduch, 2009). Néanmoins, les données relatives à l'inclusion financière à des fins de comparaisons internationales se sont récemment enrichies grâce à la multiplication d'enquêtes de la Banque mondiale (*Global Findex database*) et du Fonds Monétaire International (*Financial Access Survey*).

La présente étude s'inscrit dans cette perspective, en évaluant l'impact des remises de fonds des migrants sur l'inclusion financière des pays récipiendaires, à partir d'un large panel de 111 pays, sur la période 2004-2017. En raison du rôle déterminant joué par le système financier dans le transfert des ressources des migrants, nous prenons en compte le développement financier dans l'estimation du lien entre TFM et inclusion financière. Plusieurs contributions ressortent ainsi de cette étude. Premièrement, contrairement aux travaux antérieurs qui utilisent souvent deux ou trois mesures d'inclusion financière, nous mobilisons plusieurs indicateurs cointant à la fois la pénétration, l'accès et l'utilisation des services financiers, en particulier à travers le *mobile banking*. Deuxièmement, nous recourons aux régressions de panel à effets fixes qui présentent l'avantage de prendre en compte l'hétérogénéité individuelle de l'inclusion financière au cours de ces dernières années. Troisièmement, un biais potentiel d'endogénéité peut également affecter les estimations : les TFM sont en effet endogènes, en raison du fait que leur ampleur peut être liée au degré d'inclusion financière des ménages. La causalité inverse, les facteurs communs affectant à la fois les TFM et l'inclusion financière et les erreurs de mesure sont également des sources potentielles d'endogénéité. Afin de traiter ces biais, nous utilisons la méthode des moments généralisés en système (*GMM system*) sur panel dynamique pour estimer la relation entre les TFM et l'inclusion financière. Quatrièmement, pour tester la robustesse des résultats, nous utilisons la méthode PTR (*Panel Threshold Regression*) proposée et développée par Hansen (1999). En effet, bien que la spécification précédente permette la prise en compte de la non-linéarité, elle suppose que l'effet marginal des TFM sur l'inclusion financière est linéaire. Une telle hypothèse implique une perte d'information par rapport au modèle PTR où l'élasticité de l'inclusion financière par rapport aux TFM est spécifique sur chaque régime de développement financier. En outre, la méthode de détermination du seuil est fondée sur un processus d'optimisation, ce qui conduit à des seuils cohérents.

L'article comporte trois sections. Après l'introduction, la section 1 fait brièvement le point sur la littérature traitant de l'impact des TFM sur le développement financier et sur l'inclusion financière. Les données, la stratégie empirique et les résultats sont présentés dans les deux sections suivantes.

### 1. UN BREF APERÇU DE LA LITTÉRATURE

La littérature analysant les effets macroéconomiques des TFM s'est longtemps focalisée sur le lien entre TFM et croissance économique. Il ressort de cette littérature que les TFM promeuvent la croissance économique, mais ce résultat reste fragile et fortement conditionné par le niveau du développement financier, la qualité des institutions des pays récipiendaires, la composition des échantillons ainsi que les méthodes d'estimation utilisées. Par ailleurs, l'adoption de la déclaration du « millénaire » par les Nations Unies et les Objectifs de Développement Durable (ODD) qui considèrent l'inclusion financière comme un fondement essentiel du développement économique, ont progressivement incité les chercheurs à évaluer l'impact des TFM sur l'inclusion financière. La discussion qui suit se veut une synthèse de cette littérature. Nous présentons d'abord les résultats des travaux relatant le lien entre les TFM et le développement financier, ensuite nous examinons ceux qui ont abordé la relation entre les TFM et l'inclusion financière.

### 1.1. Transferts de fonds de migrants et développement financier

La relation entre TFM et développement financier a donné lieu à une littérature abondante<sup>1</sup>, qui fournit des résultats controversés. D'une part, comme le mentionnent Orozco et Fedewa (2006) et Aggarwal et al. (2011), les TFM permettent aux ménages d'accéder aux services financiers. En outre, dans la mesure où les TFM semblent également être plus stables que les autres flux de capitaux étrangers et évoluent souvent de façon contra-cyclique, ils peuvent accroître les fonds prêtables des banques et par ce biais, le crédit intérieur. D'autre part, en relâchant la contrainte financière des ménages, les TFM sont susceptibles de réduire la demande de crédit et réduire le développement de ce marché. Dans ce cas, les TFM apparaissent comme un substitut au développement financier. En raison de la divergence des arguments théoriques existants, l'étude du lien entre les TFM et le développement financier devient une question empirique.

Cette littérature empirique a pris deux principales directions. La première, la plus significative, réside dans l'analyse des effets du développement financier sur la relation entre TFM et croissance économique. De façon générale, les résultats de ces études débouchent sur la conclusion selon laquelle les effets des TFM sur la croissance ne sont pas directs, mais qu'ils transitent plutôt par le canal du développement financier. La relation entre TFM et croissance ne serait pas linéaire, mais conditionnelle aux situations différentes dans lesquelles se trouvent les économies. Ainsi, Giuliano et Ruiz-Arraz (2009) font apparaître des effets de seuil, en fonction du niveau de développement financier. Prenant appui sur un échantillon de 100 pays en développement, les auteurs parviennent à la conclusion que les TFM promeuvent la croissance économique dans les pays où le secteur financier est peu développé. Plus récemment, Sobiech (2019) montre que les TFM peuvent favoriser la croissance, mais l'effet n'est significatif qu'à condition que les pays récipiendaires présentent de faibles niveaux de développement financier. Ces résultats confortent les travaux de Giuliano et Ruiz-Arraz (2009), qui ont constaté que les TFM et le développement financier peuvent être des substituts. Olayungbo et Quadri (2019) aboutissent à des conclusions similaires en ayant recours à des régressions de type *Pooled Mean Group* (PMG) sur un échantillon de 20 pays d'Afrique subsaharienne sur la période 2000-2015. En revanche, Bettin et Zazzaro (2012) prennent en compte l'interaction entre TFM et efficacité bancaire, et trouvent plutôt que les TFM sont complémentaires au développement financier. Des résultats semblables sont obtenus par El Hamma (2018), qui met en évidence une complémentarité entre TFM et développement financier à partir d'une étude portant sur un échantillon de 14 pays du Moyen-Orient et d'Afrique du Nord et basée sur la méthode des doubles moindres carrés ordinaires pour traiter une éventuelle endogénéité des TFM. De même, l'étude menée par Bangaké et Eggoh (2019) sur un échantillon de 60 pays en développement plaide pour la complémentarité entre TFM et développement financier. Ainsi, les TFM promeuvent la croissance économique dans les pays où le secteur financier est relativement développé.

La seconde direction prise par la littérature empirique concerne l'effet direct des TFM sur le développement financier. Ainsi, Gupta et al. (2009) utilisent un panel de 44 pays en Afrique subsaharienne et testent l'impact direct des TFM sur le développement financier. Après avoir contrôlé l'endogénéité potentielle des TFM dans leurs estimations économétriques, ils trouvent que les TFM affectent positivement le dé-

---

<sup>1</sup> Pour plus de détails, se référer à Sobiech (2019), Bangake et Eggoh (2019), Olayungbo et Quadri (2019), Bhattacharya et al. (2018), Nyamongo et al. (2012), Bettin et Zazzaro (2011), et Aggarwal et al. (2011).

veloppement financier. Aggarwal et al. (2011) trouvent également une relation positive entre les TFM et le développement financier pour les économies en développement sur la période 1975 et 2007. A partir de données portant sur dix-neuf (19) économies africaines, Coulibaly (2015) fait également apparaître une relation positive et significative entre le secteur bancaire et les TFM sur la période 1980-2010.

Malgré leur intérêt, ces études fournissent peu d'informations sur la relation entre TFM et inclusion financière. Le développement financier dans les PED est également un processus comprenant de multiples facettes, qui s'appuie sur le système bancaire, les institutions de microcrédit, etc. Or dans ces pays, la bancarisation des populations y est faible, et l'exclusion financière touche à des degrés différents les ménages les plus vulnérables. Dans ce cadre, un domaine d'intérêt particulier pour les chercheurs et les décideurs politiques a été d'étudier directement l'impact potentiel des TFM sur l'inclusion financière.

## 1.2. Transferts de fonds de migrants et inclusion financière

Sur le plan théorique, la relation entre TFM et inclusion financière est insuffisamment développée. Néanmoins, Anzoategui et al. (2014) identifient deux canaux à travers lesquels les TFM peuvent affecter l'inclusion financière. Premièrement, les TFM pourraient créer un besoin en produits financiers parmi les ménages récipiendaires, et rendre ces personnes éligibles pour accéder aux produits d'épargne proposés par les institutions financières. Deuxièmement, les TFM augmenteraient la probabilité pour les ménages récipiendaires d'obtenir des prêts. En effet, en réduisant les problèmes d'asymétrie d'information entre prêteurs et emprunteurs, les institutions financières seraient plus disposées, et plus aptes à consentir des prêts aux bénéficiaires des TFM. Cela peut donc améliorer l'inclusion financière des ménages récipiendaires. Dans cette configuration, Anzoategui et al. (2014) montrent que les TFM augmentent d'au moins 11 % la probabilité d'ouvrir un compte bancaire.

Sur le plan empirique peu d'études se sont intéressées aux déterminants de l'inclusion financière et en particulier à sa relation avec les TFM. Une partie de ces travaux a été menée dans le contexte sud-américain et au niveau microéconomique. A titre d'exemple, Demirgüç-Kunt et al. (2011) montrent à partir d'une enquête conduite au Mexique que les TFM contribuent à augmenter très sensiblement la profondeur financière, en particulier le nombre d'agences et de comptes bancaires par habitant ainsi que le montant des dépôts. Dans la même veine, Ambrosius et Cuecuecha (2016) étudient l'effet des TFM sur l'utilisation des services financiers formels et informels en utilisant les données des ménages mexicains. Les auteurs trouvent des effets positifs et statistiquement significatifs des TFM sur l'ouverture des comptes d'épargne et les emprunts bancaires. Dans le cas d'El Salvador, Anzoategui et al. (2014) s'appuient sur les données d'enquête auprès des ménages pour apprécier l'impact des TFM sur l'inclusion financière. Les auteurs concluent que les TFM ont un impact positif sur l'inclusion financière en favorisant l'utilisation des comptes de dépôts. En Afrique, l'essentiel des travaux existants porte sur le Nigéria. Ainsi, Uchenna et al. (2015) utilisent une régression logistique pour analyser le lien entre TFM et inclusion financière. Les résultats débouchent sur la conclusion que les TFM n'augmentent pas la demande de services bancaires. En revanche, les travaux d'Ajefu et Ogebe (2019) réalisés au Nigéria à partir des données d'enquête ménages montrent que les TFM augmentent la probabilité d'utiliser des services financiers formels, tels que les comptes de dépôts, les services bancaires par internet, ou le *mobile banking*.

Malgré la croissance en volume des TFM ces dernières années, peu de travaux ont analysé l'impact des TFM sur l'inclusion financière au niveau macroéconomique. Néanmoins, sur des périodes récentes, les données relatives à l'inclusion financière

sont fournies par la Banque mondiale et par le Fonds Monétaire International. Elles ont ainsi permis l'occurrence de quelques rares études sur l'impact des TFM sur l'inclusion financière. Dans cette perspective, Inoué et Hamori (2016) analysent l'impact des TFM sur l'accès aux services financiers formels en prenant appui sur 38 pays en développement d'Asie et d'Océanie entre 2001 et 2012. Leurs résultats indiquent que les TFM contribuent à élargir le réseau national des banques commerciales. Dans la même perspective, à partir d'un échantillon de 61 pays en développement, Machasio (2018) conclut également que les TFM ont un impact positif sur l'inclusion financière. L'étude montre que les TFM augmentent l'inclusion financière d'environ 2,49 %. En revanche, les résultats de Gautam (2019) remettent en cause la capacité des TFM à stimuler l'inclusion financière dans les pays en développement. Son étude porte sur 107 pays et débouche sur des conclusions pessimistes. Les TFM entraînent une baisse importante de la demande de comptes de dépôts auprès des institutions financières officielles. Par ailleurs, ils n'ont pas d'effet significatif sur la demande de crédit de ces institutions.

## 2. MÉTHODOLOGIE ET DONNÉES

### 2.1. Approche méthodologique

L'analyse de la relation entre l'inclusion financière et les TFM est basée sur un modèle de régression en panel, prenant en compte l'hétérogénéité individuelle, dont la forme générale se présente comme suit :

$$IF_{it} = \alpha_i + \beta TM_{it} + \varphi'Z_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

où  $IF_{it}$  est un indicateur d'inclusion financière (dans le cadre de cette analyse, nous mobilisons 10 indicateurs d'inclusion financière),  $TM_{it}$ , le rapport au PIB des transferts de fonds des migrants, et  $Z_{it}$ , une matrice de variables de contrôle.  $\alpha_i$ , représente les effets fixes individuels et  $\varepsilon_{it}$  le terme d'erreur. L'équation (1) est estimée à l'aide des modèles à effets fixes et aléatoires. Le test de Hausman permet de discriminer entre ces deux modèles.

Un certain consensus a émergé dans la littérature, concernant l'impact non linéaire du développement financier et des TFM sur les performances macroéconomiques<sup>2</sup>. L'impact des TFM sur l'inclusion financière est susceptible d'être non linéaire en raison notamment du niveau de développement financier des pays récipiendaires. En effet, de nombreux ménages dans les pays en développement ont des contraintes de financement liées à la taille du secteur financier. Les TFM peuvent desserrer les contraintes de financement en permettant aux récipiendaires d'accéder aux produits financiers proposés par les institutions financières classiques. Afin d'explorer l'effet du développement financier sur la relation entre TFM et inclusion financière, nous introduisons une variable d'interaction entre les TFM et le développement financier dans l'équation précédente, qui peut se réécrire sous la forme suivante :

$$IF_{it} = \alpha_i + \beta TM_{it} + \delta DF_{it} + \theta TM_{it} * DF_{it} + \varphi'Z_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

où  $DF_{it}$  est un indicateur de développement financier. Les modèles en panel statique présentent la limite de ne pas prendre en compte les effets d'hystérésis de la variable endogène. En effet, l'inclusion financière peut dépendre de son niveau à la date précédente. La dynamique de l'inclusion financière est prise en compte à travers l'estimation de l'équation suivante :

<sup>2</sup> Voir Giuliano et Ruiz-Arraz (2009), Bettin et Zazzaro (2012), Sobiech (2019) et Bangake et Eggoh (2019).

$$IF_{it} = \alpha_i + \lambda IF_{i,t-1} + \beta TM_{it} + \theta X_{it} + \varphi' Z_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

avec  $X_{it} = TM_{it} * DF_{it}$  représente la variable d'interaction entre les TFM et l'inclusion financière. L'estimateur du modèle à effets fixes *within*, appliqué à une spécification dynamique, fournit des estimateurs biaisés et non convergents, compte tenu de la corrélation entre la variable endogène retardée  $IF_{i,t-1}$  et  $\varepsilon_{it}$ , lorsque les termes d'erreur sont autorégressifs. La spécification en différence première, proposée par Arellano et Bond (1991), peut contenir cette limite.

$$IF_{it} - IF_{i,t-1} = \lambda(IF_{i,t-1} - IF_{i,t-2}) + \beta(TM_{it} - TM_{i,t-1}) + \theta(X_{it} - X_{i,t-1}) + \varphi'(Z_{it} - Z_{i,t-1}) + (\varepsilon_{it} - \varepsilon_{i,t-1}) \quad (4)$$

Bien que cette spécification permette d'éliminer les effets fixes individuels, elle fait apparaître, par construction, un potentiel biais, du fait de la corrélation entre  $IF_{i,t-1} - IF_{i,t-2}$  et  $\varepsilon_{it} - \varepsilon_{i,t-1}$ . La méthode la plus robuste pour traiter ce problème est l'utilisation de l'estimateur des GMM *system* en deux étapes, proposé par Blundell et Bond (1998), qui combine l'équation en niveau (Eq. 3) et l'équation en différence première (Eq. 4). Les instruments proposés pour traiter les sources potentielles d'endogénéité sont les variables retardées. Pour apprécier la pertinence des instruments retenus, plusieurs tests ont été effectués : le test de sur-identification de Hansen et les tests d'autocorrélation d'ordre un et deux.

Afin de fournir des preuves de robustesse aux résultats précédemment obtenus à partir des modèles quadratiques, nous utilisons une régression de panel à seuil (*Panel Threshold Regression*, PTR) de Hansen (1999), qui peut être considérée comme une extension de la spécification linéaire. Considérons le cas le plus simple d'un PTR avec deux régimes extrêmes :

$$IF_{it} = \alpha_i + \beta_1 TM_{it} I(DF_{it} \leq \gamma) + \beta_2 TM_{it} I(DF_{it} > \gamma) + \varphi' Z_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

où  $\gamma$  est le seuil de développement financier. Les observations sont divisées en deux régimes selon que le niveau de développement financier (variable de seuil) est plus petit ou plus grand que le paramètre  $\gamma$ . Les régimes se distinguent par des pentes de régression différentes respectivement, pour le régime bas et le régime haut.

La première étape de notre méthode d'estimation consiste à tester l'hypothèse nulle ( $H_0$ ) de linéarité, contre l'hypothèse alternative d'un modèle à un seuil décrit par l'équation (5). Sous l'hypothèse nulle, le seuil  $\gamma$  n'est pas identifié, en conséquence, les tests classiques ont donc une distribution non standard. Le test de linéarité doit donc être construit en considérant ce paramètre comme étant fixé à sa valeur estimée. Pour chaque valeur possible de  $\gamma$ , la statistique du test du rapport de vraisemblance est calculée et, par la suite, les inférences sont basées sur la valeur de  $\gamma$ , où la statistique est maximale. Le test du rapport de vraisemblance de  $H_0$  est basé sur la statistique  $F = (S_0 - S_1(\hat{\gamma})) / \hat{\sigma}^2$ , où  $S_0$  est la somme des résidus au carré du modèle linéaire,  $S_1(\hat{\gamma})$  la somme des résidus au carré du modèle à un seuil et où  $\hat{\sigma}^2 = S_1(\hat{\gamma}) / N(T - 1)$ .

Malheureusement, la distribution asymptotique de la statistique n'est pas standard et dépend en général des moments de l'échantillon. Étant donné que la valeur critique ne peut pas être tabulée, Hansen (1996) suggère la méthode *bootstrap* pour simuler la distribution asymptotique du test du rapport de vraisemblance. Si l'hypothèse d'un seuil unique est acceptée, la même procédure peut être appliquée au modèle général afin de déterminer le nombre de seuils requis pour purger toute la non-linéarité. La nouvelle hypothèse nulle consiste à tester une spécification avec  $r$  régimes contre une spécification à  $r + 1$  régimes. La procédure s'arrête lorsque l'hypothèse nulle n'est pas rejetée.

## 2.2. Données et statistiques descriptives

La présente étude couvre un panel de 111 pays en développement<sup>3</sup>, sélectionnés en fonction de la disponibilité des données, sur la période 2004-2017. Nos données proviennent de différentes sources : World Development Indicators (World Bank, 2019a), Global Financial Inclusion (World Bank, 2019b), et Financial Access Survey (International Monetary Fund, 2019). Plusieurs indicateurs ont été proposés dans la littérature pour mesurer l'inclusion financière. Malheureusement, la plupart des mesures captent soit la pénétration, soit l'accès aux services financiers. Dans le cadre de cette analyse, nous mobilisons 10 indicateurs d'inclusion financière qui mesurent à la fois l'accès aux services financiers, la pénétration des services financiers, l'usage des services financiers et le *mobile banking*. La digitalisation des services financiers est un phénomène récent dans les pays en développement, qui a favorisé l'inclusion financière d'une grande partie de la population disposant de téléphones mobiles, mais n'ayant pas accès aux services financiers. Ainsi, à travers le téléphone mobile, ces populations peuvent faire des opérations de transfert d'agent, des règlements et bénéficier des services financiers tels que l'assurance, l'épargne, le crédit, etc. Les TFM peuvent être également effectués par le *mobile banking*.

**Tableau 1. Définition des variables**

Variables	Définition de la variable
<i>Les indicateurs d'accès aux services financiers</i>	
Bankadult	Nombre d'agences bancaires pour 100 000 adultes.
Bankkm2	Nombre d'agences bancaires pour 1000 km <sup>2</sup> .
Dabadult	Nombre de distributeurs automatiques de billets (DAB) pour 100 000 adultes.
Dabkm2	Nombre de distributeurs automatiques de billets (DAB) pour 1000 km <sup>2</sup> .
<i>Indicateurs de pénétration des services financiers</i>	
Comptebk	Nombre de comptes bancaires auprès des banques commerciales pour 1000 adultes.
Emprunt	Nombre d'emprunteurs auprès des banques commerciales pour 1000 adultes.
<i>Indicateurs d'usage des services financiers</i>	
Cartecred	Nombre de cartes de crédit pour 1000 adultes.
Cartedeb	Nombre de cartes de débit pour 1000 adultes.
<i>Indicateurs de mobile banking</i>	
Mobilebn	Nombre de transactions bancaires mobiles et internet pour 1000 adultes.
Mobilebv	Valeur des transactions bancaires mobiles et internet (% du PIB).
<i>Variables exogènes</i>	
Remit	Transferts des fonds des migrants en pourcentage du PIB.
Findev	Ratio au PIB des engagements exigibles i.e. de la masse monétaire au sens large (M3).
Gdpppc	Produit intérieur brut (PIB) par habitant exprimé en dollar constant de 2010.
Trade	Taux d'ouverture mesuré par le rapport au PIB de la somme des importations et des exportations.
Schoolpr	Taux brut de scolarisation dans le primaire.

Notre principale variable exogène est le rapport au PIB des envois de fonds des migrants. Ces envois de fonds comprennent les transferts courants en espèces ou en nature reçus par les ménages résidents et les rémunérations des travailleurs frontaliers ou saisonniers employés dans une économie où ils ne sont pas résidents. Le développement financier est également une variable exogène d'intérêt, puisqu'elle

<sup>3</sup> La liste des pays est présentée en Annexe.

est utilisée comme variable de transition dans la relation entre l'inclusion financière et les TFM. Le tableau 1 présente la liste des variables ainsi que leur définition.

Les statistiques descriptives sur des données moyennes par pays sont présentées au tableau 2. Sur l'échantillon étudié, le niveau moyen des TFM dépasse 5 % du PIB, soit 6,12 %. L'ampleur de ces fonds dans les PED suggère que ces derniers peuvent avoir un impact sur l'activité économique et sociale, en facilitant l'accès aux services financiers des populations les plus défavorisées.

**Tableau 2. Statistiques descriptives**

Variables	Observations	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum
Bankadult	111	11,171	11,858	0,643	72,864
Bankm2	111	8,838	16,739	0,027	110,238
Dabadult	111	21,191	21,840	0,364	112,796
Dabkm2	111	15,462	28,896	0,029	196,270
Comptebk	88	717,539	640,443	27,679	3588,285
Emprunt	77	109,2142	122,705	1,423	746,475
Cartecred	59	107,791	122,743	0	495,860
Cartedeb	63	526,099	505,066	0,443	2803,355
Mobilebn	29	18295,4	35504,2	60,864	170437,1
Mobilebv	28	439,245	1463,489	0,473	7835,325
Remit	111	5,492	6,891	0,028	34,693
Findev	111	42,655	32,061	8,605	260,683
Gdpppc	111	3708,037	3605,304	229,853	20125,54
Trade	111	80,582	31,862	19,414	173,395
Schoolpr	111	104,753	14,557	61,835	142,682

De façon globale, les pays en développement ont enregistré une évolution croissante des indicateurs d'inclusion financière, au cours de la dernière décennie. Par exemple, le nombre d'agences bancaires pour 100 000 adultes est passé de 9,93 en 2010 à 12,71 en 2017. Sur la même période, l'accès aux distributeurs automatiques de billets pour 100 000 adultes a augmenté, passant de 21,31 à 32,82. La progression la plus remarquable a été réalisée au niveau du *mobile banking*, où le montant des opérations rapportées au PIB est passé de 144,73 % en 2010 à 506,63 % en 2017. Cette évolution met en évidence l'amélioration de l'accès aux services financiers, rendue possible, grâce à la téléphonie mobile.

Toutefois, la dynamique des indicateurs d'inclusion financière reste caractérisée par une forte variabilité individuelle et temporelle, suggérant en conséquence, l'existence d'une potentielle non linéarité avec les TFM. En ce qui concerne les autres variables de contrôle, les valeurs obtenues restent bien proches des tendances moyennes suggérées par la plupart des études (Barro et Sala-i-Martin, 2004 ; Levine et al. 2000 ; Bahadir et Valev, 2015).

### 3. RÉSULTATS ET IMPLICATIONS

L'estimation de la relation entre l'inclusion financière et les TFM est réalisée en deux étapes. Dans un premier temps, nous testons l'effet des TFM sur l'inclusion financière, à travers un modèle à effets fixes individuels et sur panel dynamique, prenant en compte l'interaction entre TFM et développement financier. Ensuite, nous utilisons un modèle PTR pour déterminer les seuils de développement financier et mettre en évidence les effets marginaux sous chaque régime.

**Tableau 3. Relation non linéaire entre inclusion financière et TFM : résultats du modèle à effets fixes**

Notes : Les écarts-types entre parenthèses. \*\*\* p&lt;0,01 ; \*\* p&lt;0,05 ; \* p&lt;0,1. Toutes les variables exogènes sont en logarithme népérien.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Variabes	Bankadult	Bankm2	Dabadult	Dabkm2	Comptebk	Emprunt	Cartcred	Cartdeb	Mobilebn	Mobilebv
Remit	0,131** (0,057)	0,195*** (0,064)	0,754*** (0,099)	0,831*** (0,105)	0,533*** (0,097)	0,583*** (0,133)	0,771** (0,353)	0,569*** (0,241)	0,933*** (0,303)	0,794** (0,360)
Findev	0,184*** (0,052)	0,278*** (0,058)	0,722*** (0,084)	0,795*** (0,089)	0,486*** (0,087)	0,789*** (0,134)	0,702*** (0,209)	0,251 (0,164)	1,070** (0,446)	-0,113 (0,518)
Findev*Rem	-0,031* (0,016)	-0,047*** (0,017)	-0,172*** (0,026)	-0,192*** (0,028)	-0,134*** (0,026)	-0,146*** (0,040)	-0,269*** (0,095)	-0,288*** (0,065)	0,206 (0,331)	0,427 (0,392)
Gdppc	1,074*** (0,082)	1,479*** (0,092)	3,898*** (0,138)	4,311*** (0,147)	2,189*** (0,133)	2,554*** (0,188)	2,504*** (0,328)	3,697*** (0,265)	4,185*** (0,981)	2,716** (1,156)
Trade	0,028 (0,030)	0,028 (0,034)	0,087 (0,099)	0,202* (0,106)	0,206*** (0,043)	0,122** (0,048)	0,184 (0,222)	0,194 (0,164)	1,751*** (0,588)	-0,734 (0,845)
Schoolpr	0,713*** (0,148)	0,874*** (0,165)	1,141*** (0,278)	1,146*** (0,296)	0,584** (0,281)	0,436 (0,358)	3,158*** (0,727)	2,143*** (0,572)	3,226* (1,799)	3,260 (2,178)
Constante	-10,43*** (0,855)	-15,34*** (0,956)	-35,70*** (1,723)	-39,62*** (1,834)	-14,49*** (1,639)	-19,99*** (2,126)	-34,89*** (4,487)	-34,29*** (3,594)	-8,796 (12,330)	-0,518 (15,780)
Test de Hausman	36,06***	29,67***	228,96***	396,21***	87,33***	111,86***	19,54***	207,01***	14,38**	12,93**
Observations	1 086	1 086	994	994	726	568	346	384	133	125
R <sup>2</sup> <i>within</i>	0,295	0,382	0,659	0,675	0,456	0,546	0,475	0,634	0,501	0,196
Nombre de pays	102	102	100	100	73	60	49	54	23	22

**Tableau 4. Relation non linéaire entre inclusion financière et TFM : estimation sur panel dynamique**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Variabes	Bank-adult	Bankm2	Dabadult	Dabkm2	Comp-tebk	Emprunt	Cartcred	Cartdeb	Mobilebn	Mobilebv
IF <sub>it-1</sub>	0,905*** (0,005)	0,989*** (0,003)	0,757*** (0,004)	0,853*** (0,005)	0,871*** (0,009)	0,750*** (0,007)	0,564*** (0,007)	0,750*** (0,005)	0,925*** (0,098)	0,898*** (0,014)
Remit	0,033*** (0,006)	0,028*** (0,004)	0,145*** (0,011)	0,104*** (0,011)	0,086*** (0,009)	0,073*** (0,013)	0,661*** (0,158)	0,084*** (0,021)	0,369*** (0,063)	0,705*** (0,262)
Findev	0,009** (0,004)	0,028*** (0,002)	0,311*** (0,017)	0,286*** (0,011)	0,029 (0,019)	0,187*** (0,026)	0,300*** (0,063)	0,136*** (0,028)	-0,160 (0,196)	0,026 (0,065)
Findev*Rem	-0,008*** (0,001)	-0,005*** (0,001)	-0,025*** (0,002)	-0,009*** (0,003)	-0,022*** (0,002)	-0,041*** (0,003)	-0,124*** (0,044)	-0,016** (0,006)	0,186 (0,121)	0,170** (0,083)
Gdppc	0,087*** (0,014)	0,059*** (0,003)	0,348*** (0,006)	0,155*** (0,012)	0,136*** (0,019)	0,356*** (0,017)	1,070*** (0,029)	0,136*** (0,012)	0,731** (0,315)	0,421*** (0,070)
Trade	0,055*** (0,002)	0,064*** (0,002)	0,195*** (0,009)	0,372*** (0,008)	0,055*** (0,003)	0,151*** (0,005)	0,930*** (0,039)	0,365*** (0,016)	0,501** (0,209)	0,138 (0,172)
Schoolpr	1,099*** (0,019)	0,691*** (0,016)	0,040 (0,046)	0,107 (0,072)	0,544*** (0,063)	0,226*** (0,046)	5,142*** (0,442)	1,196*** (0,053)	-0,948 (0,710)	0,327 (0,861)
Constante	-5,118*** (0,105)	-2,845*** (0,089)	-1,933*** (0,297)	-1,938*** (0,429)	-2,849*** (0,339)	-2,746*** (0,177)	-36,19*** (2,198)	-7,109*** (0,229)	14,28** (5,753)	2,116 (4,542)
AR1 ( <i>p-value</i> )	0,043	0,039	0,003	0,002	0,002	0,048	0,029	0,024	0,207	0,163
AR2 ( <i>p-value</i> )	0,829	0,838	0,733	0,722	0,679	0,315	0,312	0,531	0,059	0,415
Test de Hansen ( <i>p-value</i> )	0,463	0,423	0,431	0,481	0,747	0,796	0,713	0,591	1,000	1,000
Observations	1 006	1 006	913	913	663	514	305	339	111	104
Nombre de pays	101	101	98	98	73	60	47	52	22	21

Notes : Les écarts-types entre parenthèses. \*\*\* p<0,01 ; \*\* p<0,05 ; \* p<0,1. Toutes les variables exogènes sont en logarithme népérien.

### 3.1. Quels effets du développement financier sur la relation entre TFM et inclusion financière ?

L'estimation de la relation entre les indicateurs d'inclusion financière et les TFM est décrite à travers les tableaux 3 et 4, qui présentent respectivement les coefficients obtenus à partir d'un modèle à effets fixes et sur panel dynamique.

Les résultats fournis par l'estimation sur panel statique (tableau 3) présentent un bon pouvoir explicatif, compte tenu des valeurs de  $R^2$  *within*. Par ailleurs, le test de Hausman rejette l'hypothèse nulle en faveur du modèle à effets aléatoires. Les résultats obtenus à travers le modèle à effets fixes, bien que soutenant une relation favorable entre les deux variables, peuvent être soumis au biais d'endogénéité en raison d'une relation inverse entre TFM et inclusion financière. En effet, l'accroissement des TFM peut également être perçu comme le signe d'une bonne inclusion financière des ménages, se traduisant par l'efficacité du système bancaire à acheminer les envois de fonds vers leurs bénéficiaires. Pour contenir ce biais et prendre en compte la persistance dans la dynamique d'inclusion financière, nous proposons une estimation de la relation entre inclusion financière et TFM sur panel dynamique à l'aide des *GMM system* en deux étapes. Les résultats obtenus sont présentés au tableau 4. Le test de sur-identification, de Hansen (1982), ainsi que les tests d'auto-corrélation d'ordre 1 et 2 confirment la validité des instruments.

Les résultats obtenus, suite à l'estimation d'un panel dynamique à l'aide de l'estimateur du *GMM system* en deux étapes, sont globalement concordants avec ceux obtenus sur panel statique, avec toutefois des divergences de faibles ampleurs au niveau de certains coefficients, en raison du traitement de l'endogénéité. En conséquence, l'analyse se basera essentiellement sur les résultats obtenus à partir de l'estimateur des *GMM system*, sauf pour ce qui concerne les variables de *mobile banking*, où le test de validité des instruments n'est pas concluant en raison du faible nombre de données disponibles.

De façon globale, les TFM stimulent l'inclusion financière, dans toutes ses dimensions. En effet, le coefficient du ratio au PIB des TFM est positivement associé aux dix (10) indicateurs d'inclusion financière. Les TFM améliorent significativement la couverture bancaire. Ces résultats confortent les travaux de Demirgüç-Kunt et al. (2011) et de Anzoategui et al. (2014) qui montrent dans le cas du Mexique, que les TFM contribuent à augmenter sensiblement la profondeur financière, en particulier le nombre d'agences et de comptes bancaires par habitant, ainsi que le montant des dépôts. En revanche, ils contrastent fortement avec ceux de Gautam (2019) qui trouve un impact négatif et significatif des TFM sur les demandes de comptes de dépôts auprès des institutions financières officielles. La régularité des TFM par les canaux formels, peut conduire à une extension des activités bancaires dans les zones où se situent les bénéficiaires de ces transferts. Cette extension des activités bancaires se traduit par l'ouverture de nouvelles agences bancaires, afin de rapprocher les services financiers de la clientèle. Les bénéficiaires des TFM, en fonction de leur profil, peuvent ouvrir un compte bancaire ou pas. Par exemple, en partenariat avec les institutions financières, Western Union et MoneyGram permettent aux bénéficiaires de retirer les transferts dans des agences bancaires, sans détenir de compte bancaire. Pour les clients disposant de comptes bancaires, ces transferts internationaux peuvent s'effectuer de compte à compte, avec des coûts relativement faibles, incitant ainsi les bénéficiaires à ouvrir un compte bancaire. En conséquence, les TFM favorisent l'accès aux comptes bancaires des ménages bénéficiaires, et stimulent les différentes opérations bancaires associées : dépôts, crédits bancaires, et assurance par exemple. L'inclusion financière est également accrue par l'accroissement des distributeurs automatiques de billets pour faciliter les retraits des transferts par les bénéficiaires.

En dehors des canaux bancaires traditionnels à travers lesquels l'inclusion financière est facilitée, cette dernière est accélérée par le *mobile banking*. En effet, les TFM ont dans une certaine mesure amplifié l'utilisation de la téléphonie mobile à des fins bancaires. Les estimations suggèrent qu'un accroissement de 1 % des TFM contribue à augmenter le nombre des transactions bancaires mobiles et par internet pour 1000 adultes de 0,93 % et la valeur des transactions bancaires mobiles et par internet (en % du PIB) de 0,79 %. Les TFM se révèlent être un accélérateur de l'inclusion financière à travers le *mobile banking*. De surcroît, les TFM stimulent plus les indicateurs de finance digitale que ceux du secteur bancaire, mettant ainsi en évidence, le rôle déterminant que joue la téléphonie mobile dans l'inclusion financière des populations, qui n'ont pas accès au secteur bancaire.

Les résultats des tableaux 3 et 4 indiquent un impact favorable du développement financier, mesuré par la masse monétaire au sens large (M3) en pourcentage du PIB, sur les différents indicateurs d'inclusion financière. Les coefficients obtenus sont positifs et significatifs au seuil conventionnel de 1 % dans la plupart des cas<sup>4</sup>. L'approfondissement financier stimule principalement l'inclusion financière à travers l'accès aux cartes de crédit, les emprunts bancaires et la couverture en distributeurs automatiques de billets. Toutefois, le développement financier reste faiblement associé au *mobile banking*, mettant en évidence un effet de substitution entre les deux indicateurs. En effet, le développement de la banque mobile supplée aux insuffisances du secteur bancaire traditionnel et favorise l'inclusion financière.

En raison de la relation concomitante entre le développement financier et la croissance économique, soutenue par une abondante littérature (Beck et al., 2000 ; Bangaké et Eggoh, 2011), le PIB par tête est positivement associé à l'inclusion financière. La nécessité de soutenir l'expansion à travers le financement des activités économiques explique cette liaison. En conséquence, l'accroissement de la production s'accompagnera d'une inclusion plus grande des ménages, dont l'objectif est de soutenir l'activité économique. Ces résultats sont en cohérence avec ceux obtenus par Chinoda (2020) qui montre, à partir d'un échantillon de 30 pays africains sur la période 2004-2017, que la croissance économique stimule l'inclusion financière. De même, Thi-Hong Van et al. (2019) mettent en évidence une relation positive entre l'inclusion financière et la croissance économique, dans les pays à faible revenu.

L'un des coefficients d'intérêt dans la régression est celui de la variable d'interaction obtenue à partir du produit des TFM et du développement financier. Le coefficient de la variable d'interaction est négatif et significatif dans les modèles à effets fixes et sur panel dynamique pour toutes les variables d'inclusion financière, à l'exception des variables de *mobile banking*, où l'insuffisance de données n'a pas permis d'avoir des résultats fiables. Le signe négatif et significatif de la variable d'interaction suggère une relation non linéaire entre les TFM et l'inclusion financière, par rapport au développement financier. En effet, pour de faibles niveaux de développement financier, les TFM favorisent l'inclusion financière. Un effet de substitution des TFM au développement financier dans les économies financièrement sous-développées apparaît à ce niveau, déjà mis en évidence par Giuliano et Ruiz-Arranz (2009) et Sobiech (2019). Dans le même temps, l'impact des TFM sur l'inclusion financière diminue à mesure que le niveau de développement financier s'améliore, au-delà d'un seuil donné. Ce résultat se justifie par le fait qu'une fois le secteur financier est

<sup>4</sup> Ce résultat reste robuste en utilisant différents indicateurs de développement financier : ratio au PIB des crédits ou des dépôts bancaires. Par souci de concision, nous ne présentons pas ces résultats ici. Ils peuvent être fournis au lecteur intéressé sur demande adressée aux auteurs.

développé, une large proportion de la population a accès aux services financiers ; ce qui va faciliter l'attractivité des TFM.

Nos résultats mettent également en évidence une liaison positive et significative entre le taux brut de scolarisation dans le primaire et les différentes mesures d'inclusion financière. En effet, l'accès au compte bancaire et ses services dérivés et à la finance digitale est facilité lorsque la population a un niveau d'éducation, qui lui permet de s'approprier aisément ces outils. Ces résultats s'inscrivent dans la littérature empirique, qui soutient que le capital humain stimule le développement financier. Dans la même perspective, Atkinson et Messy (2013) soulignent l'importance de l'éducation dans la promotion de l'inclusion financière.

Enfin, nos résultats suggèrent une relation positive et significative entre l'inclusion financière et l'ouverture commerciale, en particulier sur les estimations réalisées sur panel dynamique. En effet, les populations, lorsqu'elles sont plus impliquées dans les échanges internationaux, peuvent éprouver le besoin d'effectuer des règlements à l'étranger ou de recevoir des fonds du reste du monde. La détention de comptes bancaires et le recours aux infrastructures financières et digitales deviennent donc une nécessité, à mesure qu'un pays s'insère dans le commerce international. Des résultats concordants ont été obtenus par Hajilee et Niroomand (2019) qui montrent à partir d'un échantillon de 18 économies émergentes sur la période 1980-2014 que l'ouverture commerciale est positivement associée à l'inclusion financière, aussi bien à court terme qu'à long terme.

Comme mentionné ci-dessus, les pays bénéficiaires des TFM ayant le même niveau d'envois de fonds peuvent avoir des degrés d'inclusion financière différents, notamment en raison du niveau de développement financier. À cet égard, la sous-section qui suit évalue les effets marginaux des TFM sur l'inclusion financière, sous les différents régimes de développement financier, et en conséquence propose une analyse de robustesse des résultats précédents.

### **3.2. Une analyse de la robustesse à partir du modèle PTR**

Le tableau 5 présente les tests de non-linéarité et l'estimation des paramètres du modèle PTR<sup>5</sup>. Le résultat de test de non linéarité rejette l'hypothèse nulle de linéarité au seuil conventionnel de significativité de 5% pour toutes les régressions. Dans le même temps, le test du modèle PTR à un seuil (H0) contre le modèle alternatif à deux seuils est en faveur de l'hypothèse nulle. En conséquence, les tests fournissent la preuve d'une relation non linéaire entre les TFM et l'inclusion financière, conditionnellement au développement financier. En particulier, un PTR à un seuil (deux régimes) est suffisant pour purger la non linéarité entre les deux variables et ce seuil de développement financier estimé est compris entre 44,78 % et 55,25 %<sup>6</sup>.

En fonction du régime du développement financier, un impact différencié des TFM sur l'inclusion financière est obtenu (tableau 5). En effet, pour les pays disposant d'un niveau de développement inférieur au seuil (premier régime), les TFM améliorent l'inclusion financière, tandis que la relation est non significative sous le second régime. Ce résultat est robuste aussi bien pour la couverture des agences bancaires qu'en ce qui concerne les distributeurs automatiques de billets. Dans un

---

<sup>5</sup> Nous retenons dans le cadre de cette analyse de robustesse uniquement les 4 indicateurs d'inclusion financière, dont les valeurs sont disponibles pour tous les pays de l'échantillon sur la période d'étude, afin d'obtenir des estimateurs des paramètres robustes sur les différents régimes.

<sup>6</sup> L'utilisation d'indicateurs alternatifs de développement financier comme variable de transition fournit des résultats proches.

contexte de faible développement financier, les TFM favorisent donc l'inclusion financière. Par ailleurs, pour les pays disposant d'un secteur financier développé, l'inclusion financière est déjà réalisée, en conséquence les TFM ne jouent plus un rôle déterminant. L'effet différencié des TFM sur l'inclusion financière, en fonction du niveau de développement financier, corrobore nos résultats obtenus au paragraphe précédent, à partir des estimations réalisées sur panel dynamique. Enfin, les coefficients des variables de contrôle apparaissent significatifs dans la plupart des régressions, avec des signes conformes à nos précédentes estimations.

**Tableau 5. Test de non linéarité et estimation du modèle PTR**

	(1) Bankadult	(2) Bankm2	(3) Dabadult	(4) Dabkm2
<b>Seuil de DF et test non linéarité</b>				
Seuil de DF ( $\gamma$ )	55,25 %	55,25 %	48,89 %	44,78 %
Test de Fisher (F1)	84,41***	64,67**	47,83**	42,98**
Test de Fisher (F2)	30,21	33,93	16,57	18,81
<b>Transferts des migrants</b>				
Régime 1 ( $DF_{it} \leq \gamma$ )	0,041*** (0,010)	0,048*** (0,012)	0,109*** (0,018)	0,117*** (0,020)
Régime 2 ( $DF_{it} > \gamma$ )	0,015 (0,035)	0,024 (0,040)	0,065 (0,039)	0,077 (0,048)
<b>Variabes de contrôle</b>				
Findev	0,165*** (0,026)	0,236*** (0,031)	0,599*** (0,045)	0,662*** (0,049)
Gdpppc	0,955*** (0,057)	1,339*** (0,066)	2,939*** (0,097)	3,245*** (0,106)
Trade	-0,015 (0,027)	0,072** (0,031)	0,304*** (0,045)	0,371*** (0,049)
Schoolpr	0,636*** (0,114)	0,844*** (0,133)	0,754*** (0,194)	0,863*** (0,211)
Constant	-9,001*** (0,645)	-14,020*** (0,747)	-24,900*** (1,093)	-28,780*** (1,189)
Observations	1 554	1 554	1 554	1 554
R <sup>2</sup> within	0,251	0,322	0,499	0,507
Nombre de pays	111	111	111	111

Notes : Les écarts-types sont entre parenthèses. \*\*\*  $p < 0,01$  ; \*\*  $p < 0,05$  ; \*  $p < 0,1$ . Toutes les variables exogènes sont en logarithme népérien. F1 est le test de Fisher du modèle linéaire ( $H_0$ ) contre un PTR à un seuil, et F2 est le test de Fisher du PTR à un seuil ( $H_0$ ) contre un PTR à 2 seuils.

## CONCLUSION

Le rôle des transferts de fonds des migrants dans la croissance économique dans les pays en développement, la réduction des inégalités et l'assouplissement de la contrainte financière ont été largement discutés au cours de ces dernières années. Toutefois, les effets en termes d'inclusion financière ont été très peu explorés dans la littérature empirique. Cet article analyse la relation entre les TFM et l'inclusion financière sur un panel de 111 pays. De surcroît, nous prenons en compte l'influence du développement financier dans la relation entre TFM et inclusion financière. L'analyse mobilise 10 indicateurs d'inclusion financière et prend en compte des indicateurs de *mobile banking*, vecteurs d'inclusion financière dans de nombreux pays en développement au cours de ces dernières années. Sur le plan méthodologique,

l'étude repose sur des estimations sur des modèles à effets fixes, les GMM *system* sur panel dynamique et les panels à seuils (*Panel Threshold Regression – PTR*) de Hansen (1999).

Les résultats obtenus suggèrent que les TFM favorisent l'inclusion financière dans ses différentes dimensions, avec des effets amplifiés en matière de *mobile banking*. Par ailleurs, la relation entre TFM et inclusion financière est non linéaire : l'impact des TFM sur l'inclusion financière n'est significatif que dans les pays caractérisés par un faible niveau de développement financier. Ces effets différenciés des TFM sur l'inclusion montrent que les TFM apparaissent comme un substitut au développement financier dans les pays où le secteur financier est peu performant. En conséquence, les politiques visant une inclusion financière large des populations doivent rendre le cadre réglementaire et institutionnel favorable aux TFM dans les pays récipiendaires.

## REFERENCES

- Abdih, Y., Chami R., Dagher, J.**, 2012, Remittances and Institutions: Are Remittances a Curse, *World Development*, 40, 657-666.
- Acosta, P., Lartey K., Mandelman, F.**, 2009, Remittances and the Dutch Disease, *Journal of International Economics*, 79, 102-116.
- Adams R.H., Page J.**, 2019, Migrant Remittances and Financial Inclusion among Households in Nigeria, *Oxford Development Studies*, 47(3), 319-335.
- Afeju J.B., Ogebe J.**, 2005, Do International Migration and Remittances Reduce Poverty in Developing Countries? *World Development*, 33(10), 1645-1669.
- Aggarwal, R., Demirgüç-Kunt, A., Peria M.**, 2011, Do Remittances Promote Financial Development? *Journal of Development Economics*, 96, 255-264.
- Ahmed, F.Z.**, 2013, Remittances Deteriorate Governance, *Reviews of Economics and Statistics*, 95 (4), 1166-1182.
- Ambrosius, C., Cuenca, A.**, 2016, Remittances and the Use of Formal and Informal Financial Services, *World Development*, 77, 80-98.
- Ambrosius, C., Fritz, B., Stiegler, U.**, 2014, Remittances for Financial Access: Lessons from Latin American Microfinance, *Development Policy Review*, 32 (6), 733-753.
- Amuedo-Dorantes, C., Pozo, S.**, 2004, Remittances and Insurance Evidence from Mexican Migrants, *Journal of Population Economics*, 19 (2), 227-254.
- Anzoategui, D., Demirgüç-Kunt, D., Martinez Peria M., S.**, 2014, Remittances and Financial Inclusion: Evidence from El Salvador, *World Development*, 54, 338-349.
- Arellano, M., Bond, S.**, 1991, Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations, *Review of Economic Studies*, 58, 277-297.
- Atkinson A., Messy F.**, 2013, Promoting financial Inclusion through Financial Education: OECD/INFE Evidence, Policies and Practice, *OECD Working Papers on Finance, Insurance and Private Pensions*, N°34, OECD Publishing.
- Bahadir B., Valev N.**, 2015, Financial Development Convergence, *Journal of Banking and Finance*, 56, 61-71.
- Bangake, C., Eggoh, J.**, 2011, Further Evidence on Finance-Growth Causality: A Panel Data Analysis, *Economic Systems*, 35, 176-188.
- Bangake, C., Eggoh, J.**, 2019, Financial Development Thresholds and the Remittances-Growth Nexus, *Journal of Quantitative Economics*, DOI: 10.1007/s40953-019-00188-6.
- Banque mondiale**, 2019, Migration and Remittances. Recent Development and Outlook" Migration and Development Brief 31, Washington DC.
- Barro, R., Sala-i-Martin, X.**, 2004, Economic growth. Second Edition. The MIT Press.
- Beck, T., Levine, R., Loayza, N.**, 2000, Finance and the Sources of Growth, *Journal of Financial Economics* 58 (1-2), 261-300.
- Berdiev, A.N., Kim Y., Chang, C-P.**, 2013, Remittances and Corruption, *Economics Letters*, 118, 182-185.
- Bettin, G., Zazzaro A.**, 2012, Remittances and Financial Development: Substitutes or Complements in Economic Growth? *Bulletin of Economic Research*, 64 (4), 509-536.

- Bhattacharya, M., Inekwe J., Paramatti S.R.**, 2018, Remittances and Financial Development: Empirical Evidence from Heterogeneous Panel of Countries, *Applied Economics*, 50 (38), 4099-4112.
- Blundell, R., Bond, S.**, 1998, Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models, *Journal of Econometrics*, 87 (1), 115-143.
- Chinoda T.**, 2020, The Nexus between Financial Inclusion, Trade and Economic Growth in Africa? *Transnational Corporations Review*, DOI: 10.1080/19186444.2020.1742065
- Combes J-L., Ebeke C.**, 2011, Remittances and Household Consumption Instability in Developing Countries, *World Development*, 39(7), 1076-1089.
- Coulibaly, D.**, 2015, Remittances and Financial Development in Sub-Saharan Countries: A System Approach, *Economic Modelling*, 45, 249-258.
- Demirgüç-Kunt A., Klapper L., Singer, D.**, 2017, Financial Inclusion and Inclusive Growth: A Review of Recent Empirical Evidence. Policy Research Working Paper, N°WPS 8040. Washington, D.C.: World Bank Group.
- Demirgüç-Kunt, A., Córdov, E., Pería, M., Woodruff, C.**, 2011, Remittances and Banking Sector Breadth and Depth: Evidence from Mexico, *Journal of Development Economics*, 95 (2), 229-241.
- Demirgüç-Kunt, A., Klapper L. F.**, 2012, Measuring Financial Inclusion: The Global Findex Database, *World Bank Policy Research Working Paper* 6025.
- Dissaux, T.**, 2019, Inclusion Financière et Liens Sociaux: La Monnaie entre Marchandisation et Mise en Commun au Kenya, *Mondes en Développement*, 185 (1), 83-108.
- Egogh J., Bangake C., Semedo G.**, 2019, Do Remittances Spur Economic Growth? Evidence From Developing Countries, *The Journal of International Trade & Economic Development*, 28 (4), 391-418.
- El Hamma, I.**, 2018, Migrant Remittances and Economic Growth: The Role of Financial Development and Institutional Quality, *Economie et Statistique*, 503-504, 123-142.
- Gautam, D. P.**, 2009, Do Remittances Promote Financial Inclusion? in J. C. Hall, S. Harper (eds.), *Economic and Political Institutions and Development*, Washington DC.
- Giuliano, P., Ruiz-Arranz, M.**, 2009, Remittances, Financial Development, and Growth, *Journal of Development Economics*, 90, 144-152.
- Guérineau, S., Jacolin, M.**, 2014, L'inclusion Financière en Afrique Subsaharienne: Faits Stylisés et Déterminants, *Revue d'Economie Financière*, 116, 57-80.
- Gupta, S., Patillo, C., Wagh, S.**, 2009, Effect of Remittances on Poverty and Financial Development in Sub-Saharan Africa, *World Development*, 37 (1), 104-115.
- Hajilee M., Niroomand, F.**, 2019, On the Link between Financial Market Inclusion and Trade Openness: An Asymmetric Analysis, *Economic Analysis and Policy*, 62, 373-381.
- Hansen, B.E.**, 1996, Inference when a Nuisance Parameter Is Not Identified under the Null Hypothesis, *Econometrica*, 64, 413-430.
- Hansen, B.E.**, 1999, Threshold Effects in Non-Dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference, *Journal of Econometrics*, 93, 334-368.
- Hansen, L.P.**, 1982, Large Sample Properties of Generalized Method of Moments estimators, *Econometrica* 50 (4), 1029-1054.
- Inoue T., Hamori S.**, 2016, Do Workers' Remittances Promote Access to Finance? Evidence from Asia-Pacific Developing Countries, *Emerging Finance Market and Trade*, 52 (3) 765-774.
- International Monetary Fund**, 2019, Financial Access Survey (FAS). Statistics Department. International Monetary Fund. Washington, D.C.
- Karlan, D., Morduch, J.**, 2009, Access to Finance in D. Rodrik and M. Rosenzweig, eds. *Handbook of Development Economics*, Volume 5. Amsterdam: Elsevier, 4704-4784.
- Levine, R., Loayza, N., Beck, T.**, 2000, Financial Intermediation and Growth: Causality and Causes, *Journal of Monetary Economics*, 46, 31-77.
- Machasio, I.**, 2018, Do Remittance Flows Promote Financial Inclusion. *Joint Discussion Paper Series in Economics*, No. 26, Philipps-University Marburg, School of Business and Economics.
- Nations Unies**, 2018, International Migration Report 2017, Population Division, Department of Economic and Social Affairs (DESA).
- Nyamongo, E. M., Misati, R. N., Kipyegon, L., Ndirangu, L.**, 2012, Remittances, Financial Development and Economic Growth in Africa, *Journal of Economics and Business*, 64, 240-260.

- Olayungbo, D.O., Quadri, A.**, 2019, Remittances, Financial Development and Economic Growth in Sub-Saharan Africa Countries: Evidence from a PMG-ARDL Approach, *Financial Innovation*, 5 (1), 1-25.
- Oroeco, M., Fedewa, R.**, 2006, Leveraging Efforts on Remittances and Financial Intermediation, INTAL-ITD: Inter-American Development Bank.
- Singh R.J., Haacker M., Lee K.W., Le Goff M.**, 2010, Determinants and Macroeconomic Impact of Remittances in Sub-Saharan Africa, *Journal of African Economies*, 20 (2), 312-340.
- Sobiech, I.**, 2019, Remittances, finance and growth: Does Financial Development Foster the Impact of Remittances on Economic Growth? *World Development*, 113, 44-59.
- Thi-Hong Van L., The Vo A., Thien Nguyen N., Hong Vo, D.**, 2019, Financial Inclusion and Economic Growth: An International Evidence, *Emerging Markets Finance and Trade*.
- Uchenna, E., Evans, O. S., Stephen, O.**, 2015, One Dollar, One Bank Account: Remittances and Bank Breadth in Nigeria, *Journal of International Migration and Integration*, 16, 761-781.
- Woodruff C., Zenteno C.**, 2007, Migration Networks And Micro-Enterprises in Mexico, *Journal of Development Economics*, 82 (2), 509-528.
- World Bank**, 2014, Financial inclusion. Global Finance Development Report, Washington DC.
- World Bank**, 2019a, World Development Indicators (WDI). Washington, D.C.
- World Bank**, 2019b, Global Financial Inclusion (Global Findex) Database. Washington, D.C.

---

## ANNEXE

### Tableau A2. Liste des 111 pays

---

Afghanistan, Algérie, Angola, Arménie, Azerbaïdjan, Bangladesh, Biélorussie, Belize, Bénin, Bhoutan, Bolivie, Bosnie-Herzégovine, Botswana, Brésil, Bulgarie, Burkina Faso, Burundi, Cap-Vert, Cambodge, Cameroun, République Centrafricaine, Tchad, Colombie, Comores, Congo, République Démocratique du Congo, Costa Rica, Côte d'Ivoire, Dominique, République Dominicaine, Équateur, Égypte, El Salvador, Guinée Equatoriale, Eswatini, Éthiopie, Fidji, Gabon, Géorgie, Ghana, Guatemala, Guinée, Guinée-Bissau, Guyane, Honduras, Inde, Indonésie, Iran, Irak, Jamaïque, Jordanie, Kazakhstan, Kenya, Kirghize, Laos, Lesotho, Libéria, Libye, Madagascar, Malawi, Malaisie, Maldives, Mali, Mauritanie, Maurice, Mexique, Moldavie, Mongolie, Monténégro, Maroc, Mozambique, Myanmar, Namibie, Népal, Nicaragua, Niger, Nigéria, Macédoine, Pakistan, Papouasie-Nouvelle-Guinée, Paraguay, Pérou, Philippines, Russie, Rwanda, Samoa, Sénégal, Serbie, Sierra Leone, Iles Salomon, Afrique du Sud, Soudan du Sud, Sainte-Lucie, Soudan, Suriname, Syrie, Sao Tomé-et-Principe, Tadjikistan, Tanzanie, Thaïlande, Togo, Tonga, Tunisie, Turquie, Ouganda, Ukraine, Venezuela, Vietnam, Yémen, Zambie, et Zimbabwe.

---

---

### Do remittances improve financial inclusion in recipient countries?

**Abstract** – This paper analyzes the impact of remittances on financial inclusion. We use different financial inclusion variables and the study covers a large sample of 111 countries over the period 2004-2017. Using fixed effects and dynamic panel models, we find that remittances improve financial inclusion in recipient countries. Moreover, our results reveal evidence of significant non linear effects. Specifically, remittances will be more likely to contribute to financial inclusion in countries with less developed financial system. This threshold effect is confirmed when the endogeneity of remittances is taken into account using the GMM system estimator and the non-linear relationship is estimated with PTR (Panel Threshold Regression) method.

---

#### Key-words

Remittances  
Financial inclusion  
Dynamic panel  
Panel threshold regression

---