



Munich Personal RePEc Archive

Remittances and economic growth: a comparative analysis between Cameroon and Senegal

Narcisse, Cha'ngom and Luc, Nembot Ndeffo and Isaac, Tamba

Université de Dschang, Institut Universitaire de la Côte (Cameroun), Université de Dchang, Université de Yaoundé II Soa, Ministère de l'économie, de la planification et de l'aménagement du territoire (MINEPAT)

December 2017

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/91422/>
MPRA Paper No. 91422, posted 12 Jan 2019 01:54 UTC

Transferts de fonds des migrants et croissance économique : une analyse comparative entre le Cameroun et le Sénégal

Remittances and economic growth: a comparative analysis between Cameroon and Senegal

Par

NEMBOT NDEFFO Luc¹

TAMBA Isaac²

CHA'NGOM Narcisse³

Forthcoming, Revue Internationale de Management et d'Economie Appliquée (RIMEA)

¹ Maître de conférences, FSEG, Université de Dschang, Cameroun, ndefluc@yahoo.fr

² Maître de conférences, FSEG, Université de Yaoundé II Soa, Cameroun, Ministère de l'économie de la planification et de l'aménagement du territoire (MINEPAT) Direction générale de l'économie et de la programmation des investissements publics, isatamba@yahoo.fr

³ Université de Dschang, Assistant Institut Universitaire de la Côte (IUC), Douala, Cameroun chanarcisse@yahoo.fr

Résumé

L'objet de la présente étude est d'apprécier l'incidence des transferts des fonds des migrants (TFM) sur la croissance économique au Cameroun, et au Sénégal, principaux bénéficiaires dans la CEMAC et l'UEMOA respectivement. Le rôle que jouent les institutions dans ce mécanisme est mis en exergue à travers les droits de propriété. Les estimations sont faites sur la période 1979-2013 avec l'approche ARDL. Les résultats indiquent qu'à long terme, une augmentation de 1% des TFM entraîne une augmentation marginale du taux de croissance du PIB par tête 0,41% au Sénégal contre 0,08% au Cameroun. Par ailleurs, en prenant en compte la protection des droits de propriétés, il ressort qu'une augmentation des transferts de 1% entraîne une augmentation du taux de croissance du PIB par tête de 0,85% au Sénégal contre 0,21% au Cameroun. Nous recommandons par conséquent au Cameroun d'améliorer le cadre de protection des droits de propriété pour motiver les bénéficiaires de TFM à les utiliser à des fins d'investissement productifs.

Mots clefs : TFM, croissance économique, droits de propriété, Cameroun, Sénégal

Abstract

The purpose of this research is to assess the effect of remittances on growth in Cameroon and Senegal, main beneficiaries of this type of financial inflows in CEMAC and UEMOA regions respectively. The role played by institutions in the mechanism is highlighted through property right protection. Results indicates that a 1% increase in remittances leads 0,41% to a marginal increase in the GDP per capita growth in Senegal compared to 0.08% increase in Cameroon. Moreover, taking into account the protection of property right, it appears that the impact of a 1% increase in remittances on per capita GDP growth rise to 0.85% for Senegal and 0.21% for Cameroon respectively. We then recommend to Cameroonian authorities to improve property right protection which create more incentives for productive investments of remittances.

Key words: remittances, economic growth, property rights, Cameroon, Senegal

1. Introduction

Les transferts de fonds des migrants (TFM) sont devenus une source importante de financement extérieur, dépassant parfois les flux entrants d'aide publique au développement et d'autres sources de financement extérieur dans plusieurs pays. Ils représentent aujourd'hui environ le tiers des flux financiers extérieurs en direction du monde en développement (Lartey, 2011). Il est important de préciser que ces deux pays ont connu une augmentation importante des TFM au cours des dernières années; bien que les volumes soient plus importants au Sénégal qu'au Cameroun. Il convient aussi de préciser que le Sénégal et le Cameroun en sont les plus grands bénéficiaires respectivement dans l'UEMOA et dans la CEMAC. En effet, les TFM au Sénégal sont passés de 56 millions USD en 1979 à 1, 614 milliards USD en 2013. Au Cameroun, les TFM sont passés de 3 millions USD à 244 millions USD pour la même période (Banque Mondiale, 2015). Ces transferts représentaient en 2013 11,7% du PIB au Sénégal contre 0,8% du PIB au Cameroun la même année. La littérature économique sur les conséquences des TFM dans les pays bénéficiaire est autant abondante que les divergences des points de vue sur la question. Pour certains auteurs, les TFM contribuent au développement des pays bénéficiaires en relevant les contraintes budgétaires des ménages à travers leur effets positifs sur le développement financier (Aggarwal et al, 2006), en améliorant leur bien-être à travers l'accroissement du revenu, de l'offre de santé et de l'éducation (Ratha et al, 2011 ; Acosta, 2006). Ils contribuent également à l'amélioration l'épargne susceptible de servir au financement des investissements productifs (Baldé, 2010). D'autres auteurs en revanche estiment que les transferts des fonds contribueraient à l'appréciation du taux de change effectif réel en détériorant par conséquent la compétitivité extérieure des économies bénéficiaires (Lartey et al, 2008). Par ailleurs, il est mis en avant le caractère obscur des TFM avec notamment leurs effets sur le comportement des ménages. C'est ainsi que pour Chami et al (2003), les TFM sont à l'origine des problèmes de hasard moral (aléa moral) sur les ménages bénéficiaires via la réduction de leur offre de travail et parallèlement l'augmentation du temps de loisir lorsque ces derniers sont réguliers et importants. Par ailleurs, l'essentiel de ces transferts serait consacré aux dépenses de consommation des biens importés (Lipton, 1980). Les TFM détériorent la qualité des institutions et donc de la gouvernance dans les pays bénéficiaires (Catrinescu et al, 2006) ; Ceci survient parce que la présence des TFM réduit le coût réel de la corruption pour les ménages bénéficiaires ; en conséquence, la corruption est susceptible d'augmenter. Pour certains auteurs, les effets des TFM sur la croissance économique dépendent d'un certain nombre de facteurs endogènes aux économies bénéficiaires. Les TFM stimulent la croissance économique dans les pays ayant un système

financier sous-développé (Giuliano et Ruiz-Arranz, 2006) ainsi que dans des pays dotés de bonnes institutions (Singh et al, 2009 ; Catrinescu et al, 2006). Au regard de cette vive controverse sur le plan de la littérature, la présente étude a pour objet de procéder à une analyse comparative des effets des TFM sur la croissance économique au Cameroun et au Sénégal. La section 2 se penche sur la revue de la littérature sur la question. La section 3 présente la méthodologie. Les résultats sont discutés dans la section 4. Enfin, la section 5 présente la conclusion et les recommandations.

2. TFM et Croissance économique : une revue de la littérature

L'exposé de la revue des travaux théoriques permet de mieux appréhender les contributions empiriques.

2.1. Revue des travaux théoriques

L'évolution des travaux sur l'impact des TFM permet de distinguer dans un premier temps un effet stabilisateur des TFM, qui découle d'une hypothèse de contra cyclicité (Coiffard, 2011). Cette caractéristique confère un effet stabilisateur aux TFM pour l'économie du pays d'origine. Ensuite, un effet positif sur le développement économique des pays destinataires. Cet effet passe par un impact direct sur la pauvreté, sur la croissance de la production, sur l'épargne et l'investissement. De plus, la littérature identifie des effets négatifs des TFM sur l'économie. Ces effets se traduisent par une déstructuration du tissu économique local assimilable au « syndrome hollandais ».

Effet positif des TFM sur le développement économique : Barajas et al (2009) identifie trois principaux canaux par lesquels les transferts de fonds des migrants peuvent stimuler la développement économique. Il s'agit notamment de :

L'effet sur l'accumulation du capital : le plus évident de ces canaux est le financement direct du stock de capital dans le pays bénéficiaire comparativement à ce qui aurait été si le pays était obligé de se retourner vers les sources internes de revenu pour financer l'investissement. Par ailleurs, les effets des transferts de fonds sur le financement de l'investissement domestique ne devraient pas simplement être opérés comme source de financement additionnel. Si l'accès aux flux de TFM accroît la solvabilité des investisseurs domestiques, alors des flux importants de TFM pourraient réduire le coût du capital dans le pays bénéficiaire. Dans ce cas, des emprunts supplémentaires sont possibles permettant ainsi de financer à des montants dépassant largement les flux entrants des TFM de la période courante puisque les entrées futures peuvent être utilisées pour le service de la dette accumulée.

L'effet sur la force de travail : Les TFM pourraient avoir une incidence sur l'offre de travail et la participation au marché du travail. S'ils sont réguliers, les TFM pourraient avoir un effet négatif sur l'offre du travail. En effet, dans la mesure où les TFM sont de simples transferts de revenus, les ménages bénéficiaires peuvent rationnellement réduire leur offre de travail pour profiter plus tranquillement des TFM. Les TFM réguliers peuvent aussi créer un problème d'aléa moral.

L'effet sur la productivité totale des facteurs : Les TFM accroissent l'efficacité de l'investissement domestique ainsi que ses effets sur la taille des secteurs productifs nationaux qui génère des externalités positives de production dynamique. C'est-à-dire des secteurs qui engendrent des *spillover* importants.

Effet négatif sur le taux de change ou « Syndrome hollandais » : Le paradigme de Salter – Swan – Corden – Dornbush constitue le cadre théorique idéal susceptible de soutenir un modèle empirique utilisé pour analyser l'impact des flux entrants de capitaux sur le taux de change réel dans les pays en développement. Le modèle constitue une vitrine du canal de transmission par lequel une augmentation des flux entrants de capitaux (les flux entrants de TFM dans ce cas) pourrait causer une appréciation du taux de change. Un niveau élevé de revenu au niveau du ménage déclenche une augmentation de la demande agrégée, qui pour un niveau exogène donné de prix des biens échangeables culmine un niveau élevé de prix relatif des biens non échangeables (effet dépense). Ce phénomène se traduit par un mouvement supplémentaire des ressources vers ce secteur loin de celui des biens échangeables (effet mouvement des ressources). Acosta et *al* (2007) ont développé un modèle d'équilibre général dynamique stochastique sous un angle microéconomique qui considère aussi un canal additionnel par lequel les flux entrants de capitaux (TFM) peuvent engendrer une appréciation du taux de change : une augmentation du revenu du ménage bénéficiaire entraîne une diminution de leur offre de travail. Une offre de travail craintive est associée à un niveau de salaire plus élevé (en termes de prix dans le secteur des biens échangeables), ce qui en retour se solde par un accroissement des coûts de production et une contraction du secteur des biens échangeables. Le taux de change réel et le ratio output du secteur des biens échangeables et output du secteur des biens non échangeables constituent les indicateurs du syndrome hollandais c'est-à-dire effet dépense et effet mouvement des ressources.

Ces différentes conceptions théoriques ont fait l'objet de nombreuses vérifications empiriques.

2.2. Revue des travaux empiriques

Les travaux empiriques sur les transferts de fonds des migrants se heurtent à un certain nombre de contraintes liées à l'opportunité et à la pertinence de cet exercice. C'est ainsi que trois grands courants de pensée peuvent être identifiés, notamment les optimistes pour qui les TFM sont un moteur de croissance, les pessimistes pour qui les TFM n'ont pas d'effet sur la croissance ou encore ont des effets négatifs, et les pluralistes pour qui l'impact des TFM sur la croissance dépend du contexte.

2.2.1. Transferts de fonds des migrants et croissance : les optimistes

En stimulant la consommation et l'investissement, les TFM peuvent avoir la capacité d'atténuer la récession dans certains pays et par la même occasion de booster l'économie locale. En plus de soutenir la consommation quotidienne des bénéficiaires, les TFM pourraient leur permettre de s'engager dans des activités plus rentables et plus risquées. Une étude récente de Ratha (2013) démontre que les TFM améliorent l'épargne domestique et par la même occasion développe l'intermédiation financière qui accroît en retour le potentiel de croissance du pays bénéficiaire.

Le FMI et la Banque Mondiale (2009) ont reconnu que les TFM constituent une source de financement externe stable et contra cyclique dans les pays en développement. Ainsi, des volumes importants de TFM peuvent constituer des garanties pour ces économies leur permettant d'avoir un plus grand accès au financement externe par l'endettement. Ce potentiel supplémentaire d'endettement pourrait être utilisé pour financer les investissements qui permettront à terme d'avoir une croissance économique forte et soutenue. En effet, le cadre de soutenabilité de la dette lancé en 2009 conjointement par la Banque Mondiale et le Fonds Monétaire International permet aux pays bénéficiaires d'avoir accès à des niveaux d'endettement suffisamment élevé pour financer leurs investissements surtout lorsque les TFM représentent plus de 10% de leur revenu national ou plus de 20% de leurs exportations en biens et services.

Selon Ratha (2013), lorsque les transferts de fonds des migrants permettent de sortir les ménages bénéficiaires de la pauvreté, ces derniers peuvent consacrer moins de temps et d'efforts dans la satisfaction de leurs besoins primaires. Ainsi, ces derniers sont plus libres à s'engager dans des activités susceptibles d'accroître la production de toute la communauté ou de tout le pays. L'effet de relance de la consommation qu'ont les transferts de fonds des migrants dans une optique keynésienne relance la production. Ratha (2013) admet que les transferts de fonds des migrants permettent à l'économie toute entière de bénéficier de l'augmentation des investissements.

Par ailleurs, ces transferts sont stables et contracyclique (Ratha et Mohapatra, 2007). En effet, contrairement aux autres flux entrants de capitaux privés, les transferts de fonds des migrants ont tendance à augmenter quand les pays bénéficiaires souffrent d'une récession économique à la suite d'un choc (crise financière, catastrophe naturelle, instabilité politique, ect.). Les migrants transfèrent plus en périodes difficiles pour aider leur famille et leurs amis. Les transferts par ce canal permettent de soutenir la consommation et contribuent ainsi à la stabilité des économies bénéficiaires.

En général, les TFM sont susceptibles d'avoir un impact positif sur la croissance des pays bénéficiaires lorsqu'ils améliorent le stock de l'épargne nationale et augmentent par conséquent le total des ressources financières disponibles pour les projets d'investissement (Ramirez, 2013). Des études récentes conduites pour la plupart en Amérique Latine et en Asie ont montré que les migrants et les ménages bénéficiaires dépensent une partie de ces transferts pour les investissements (éducation, maisons, voitures, petites entreprises,...), et que ces types de dépenses vont renforcer le capital physique et humain dans les pays bénéficiaires et donc la croissance. Selon Mishra (2005), une augmentation de 1% des transferts de fonds des migrants dans 13 pays des Caraïbes entraîne une augmentation de l'investissement privé domestique de 0.6%. Yang (2004) pour les Philippines trouve que les transferts de fonds des migrants réduisent les contraintes de crédit des ménages bénéficiaires et encouragent l'entrepreneuriat. Adams et al (2008) trouvent que les ménages au Ghana traitent les transferts de fonds des migrants comme toute autre source de revenu et donc ne changent pas leur habitude de consommation. Mesnard (2001) trouve que la migration à travers l'enrichissement de certains travailleurs tunisiens à l'étranger permet les investissements dans des activités plus productives dans leur pays d'origine. Les tests conduits par Leon-Ledesma et Piracha (2001) sur 11 pays d'Europe Centrale et de l'Est et Drinkwater et al (2003) sur 20 pays en développement, ont montré que les transferts de fonds des migrants contribuent de façon significative à l'augmentation du niveau des investissements dans les pays d'origine.

2.2. 2. Transferts de fonds des migrants et croissance : les pessimistes

Les TFM pourraient produire des incitations négatives s'ils sont perçus comme des sources de revenus permanents. Jadotte (2009) démontre de tels effets en Haïti à la fois sur le nombre d'heure de travail ainsi que sur la participation au marché du travail. A ce titre, les TFM peuvent réduire la volonté de travail chez le bénéficiaire et accroître les dépenses de consommation et précisément celui des biens importés plutôt que le financement des investissements et de l'épargne (Azam et Gubert, 2006 ; Chami et al, 2003). Alper et Neyapti (2006) dans leur étude sur la Turquie constatent que le soutien à la consommation constitue le principal motif des transferts de fonds des migrants à court terme. De façon similaire, De Hass (2007) étudie l'impact des TFM dans le temps mettant en exergue l'idée selon laquelle le plein potentiel de développement des migrations et par conséquent des transferts ne pourraient pas être envisagé dans la première ou la deuxième décennie qui a suivi les migrations.

Par ailleurs, les auteurs tels que Barajas et al (2011), El-Sakka (1999) ont observé que l'accroissement de la consommation des bénéficiaires peut entraîner une montée des prix sur le marché local et in fine se solder par une appréciation du taux de change. Par conséquent, le mécanisme connu sous le nom de « syndrome Hollandais » peut entraîner la chute du secteur des biens échangeables de l'économie nationale, accroître le déficit de la balance courante ainsi qu'une inflation d'autant que le contrôle monétaire est faible (Kirejev, 2006). Pendant ce temps, la pression croissante sur les salaires peut entraîner une perte en main d'œuvre dans le secteur des biens échangeables pendant que la soudaine

augmentation des prix pourrait entraîner l'augmentation du coût de la main d'œuvre dans le secteur des biens non échangeables et par conséquent entraîner une perte de compétitivité. De tels résultats ont été observés en Amérique Latine et au Cap Vert (Bourdet et Falck, 2006). Ceci met en exergue l'importance de l'impact des TFM sur les fluctuations du taux de change réel.

2.2. 3. Transferts de fonds des migrants et croissance : les pluralistes

Comme démontré plus haut, les TFM sont susceptibles de réduire directement la pauvreté en mettant à la disposition des ménages les moyens pour satisfaire leur besoin de base, et indirectement en pourvoyant une base monétaire susceptible d'aider à la création de nouveaux actifs qui vont bénéficier à toute la collectivité. Cependant, les conséquences des TFM semblent être temporelles et conditionnelles tant au niveau microéconomique qu'au niveau macroéconomique. Les arguments de Rusell (1995), mettent en exergue le fait que le potentiel de développement des TFM est susceptible d'arriver au niveau national seulement à long terme. Pour Chami et Fullencamp (2013), il y a plusieurs canaux à travers lesquels les TFM affectent l'activité économique mais aucun de ces canaux n'est nécessairement actif à un moment donné ; plusieurs conditions économiques, sociales et institutionnelles déterminent si un de ces canaux est actif ou si à travers l'un d'entre eux, les TFM agissent de manière significative. De plus, plusieurs de ces canaux ont des effets opposés ou conflictuels sur l'activité économique. Par conséquent, l'évaluation de l'impact des TFM sur la croissance économique suggère un large éventail de liens causaux multi-faces, présentant à la fois des aspects positifs et négatifs qui peuvent varier selon les facteurs socioéconomiques et institutionnels afférents à chaque pays. La principale limite de ces différents travaux est la non prise en compte des dimensions institutionnelles. Cet aspect du problème qui est au centre de la présente étude a fait l'objet des préoccupations de nombreux chercheurs.

Le débat houleux qui existe dans la littérature économique quant à l'impact des TFM sur la croissance économique (impact négatif, impact positif, pas d'impact) tient selon certains auteurs au fait que la relation TFM-croissance n'est pas linéaire mais dépend du contexte prévalant dans le pays bénéficiaire. Au-delà du niveau de développement du secteur financier comme variable déterminant l'impact des TFM sur la croissance économique (Giuliano et Ruiz-Arranz, 2006 ; Singh et al, 2009), certains auteurs se sont intéressés au rôle que pourrait jouer les institutions dans le lien TFM-croissance. Depuis les travaux de North (1990), le rôle des institutions dans le processus de croissance n'est plus à démontrer.

Ces dernières années, le rôle des institutions et l'impact qu'elles ont sur le développement en général et sur les TFM en particulier a reçu une attention particulière. Comme Rodrick (2000a) l'a mentionné, les politiques de développement des années 80 étaient exagérément focalisées sur la réforme des prix qui impliquait les mouvements de privatisation et de libéralisation économiques. Dans les années 90, la dépendance excessive devenait apparente créant des divisions entre les économistes néoclassiques des institutions de Bretton Woods (Fonds Monétaire International et Banque Mondiale)

et les pays en développement qu'elles essayaient de servir. Il est devenu évident que les institutions agissent comme un gage pour le fonctionnement normal d'une économie mixte dans laquelle le marché est vu comme étant encastré dans les institutions.

Une des limites des travaux de Giuliano et Ruiz-Arranz (2006) est que l'étude ne prend pas en compte d'autres caractéristiques possibles des pays inclusion faite des aspects institutionnels. Catrinescu et al (2006) proposent une solution à cela en utilisant la méthode des moments généralisés en système dans un modèle de panel dynamique avec des données provenant de la base de l'ICRG (Index Country Risk Guide). Ils ont utilisé un ensemble de spécifications mais les résultats sont restés dans une certaine mesure non concluant. Néanmoins, le coefficient de la variable d'interaction entre les TFM et les institutions était positif mettant ainsi en exergue l'impact positif des TFM sur la croissance en présence de bonnes institutions. Leurs résultats suggèrent par ailleurs que les variables institutionnelles les plus importantes sont : la loi et les règles, la stabilité du gouvernement et des conditions socioéconomiques.

A l'observation dans les deux pays objet de notre étude, ces différentes variables sont similaires se montrant ainsi incapable d'expliquer les différences d'efficacité des TFM dans ces deux pays. Or, en observant le comportement des autres variables institutionnelles, il s'avère que la protection des droits de propriété diffère d'un pays à l'autre et pourrait donc expliquer les différences d'efficacité des TFM dans les deux pays. Ce travail vise donc à vérifier cette hypothèse.

En effet, Rodrick (2000a) définit les droits de propriétés comme le contrôle exercé sur des actifs ainsi que sur le rendement des investissements. Mijiyawa (2010) définit les droits de propriété comme les règles protégeant les agents privés contre les risques d'expropriation vis-à-vis de l'Etat et des autres agents privés, les règles garantissant l'exécution des contrats entre agents économiques, ainsi que les règles régissant la résolution de conflits liés à l'exécution de ces contrats.

L'argument économique justifiant l'incidence de la protection des droits de propriété est que la croissance dépend prioritairement de l'investissement. Cependant, les détenteurs des capitaux n'investissent pas s'ils subsistent des risques d'expropriation (Besley et Ghatak, 2009 ; Acemoglu et al, 2004). Dans ce contexte, les droits de propriété sont assimilés aux droits de propriété privée par lesquels les propriétaires peuvent légalement empêcher d'autres d'utiliser un bien ou un actif.

Besley et Ghatak (2009, 2011) identifient quatre canaux à travers lesquels la protection des droits de propriété affecte l'activité économique ainsi que l'allocation des ressources : (i) Le canal de protection à travers lequel l'investissement devrait conduire à un flux de revenu, nécessitant ainsi d'être protégé grâce aux droits de propriété biens définis. Cette protection accroît l'incitation à investir. (ii) Le canal de l'efficacité : la protection des droits de propriété améliore la mobilité des actifs grâce à des transactions telles que les actifs sont transférés à ceux qui peuvent les utiliser de manière plus productive. (iii) Le canal de la réduction des coûts de protection : les droits de propriété sûrs impliquent que les individus peuvent consacrer moins de ressources à protéger leurs biens (ceci correspondant à une utilisation improductive des ressources) et ces ressources peuvent être utilisées à des fins productives.

(iv) Le canal de facilitation des transactions : les droits de propriété formellement définis permettent l'utilisation des biens dans le soutien d'autres transactions en l'utilisant comme garantie pour lever les ressources sur le marché financier. Ceci peut accroître la productivité.

3. Méthodologie de l'étude

Dans le cas précis de notre étude, la méthodologie ARDL par l'approche des '*bounds tests*' est mise en exergue. C'est-à-dire l'approche des tests par les limites extrêmes qui établit efficacement une Co intégration dans le cas des modèles multivariés dans un modèle à correction d'erreur (MCE) pour établir simultanément la relation de court et la relation de long terme entre les flux entrants de transferts de fonds des migrants et la croissance économique sur la période 1979 – 2013⁴. Pour s'assurer de la robustesse des résultats, des tests sont effectués. Il s'agit du test de stationnarité de Dickey Fuller Augmenté (DFA), le test de stationnarité d'Elliot et al (1996) DF-GLS et enfin au test de Phillippe et Perron (1988). Le test de co intégration par les limites extrêmes seront effectués⁵ (*Bounds test*).

3.1. Spécification du modèle de croissance

L'hypothèse sera testée à partir d'un modèle spécifiquement formulé. Le modèle de base des facteurs explicatifs de la croissance est une formulation mathématique du corpus théorique global des déterminants de la croissance. La spécification empirique a pour point d'ancrage ce modèle théorique, mais va au-delà en s'inscrivant dans le sillage des modèles de croissance endogène. Par ailleurs, il convient de noter que la principale difficulté de l'utilisation des indicateurs de la qualité des institutions réside dans l'absence d'un véritable cadre théorique capable de les intégrer dans l'analyse de la croissance.

Le modèle de base obtenu dans la présente analyse s'inspire du modèle de croissance endogène développé par Romer (1986). Il est formulé de la manière suivante :

$$Y_t = K_t^\alpha (A_t L_t)^\beta \quad (1)$$

Avec A_t la productivité totale des facteurs représentant les expériences et les connaissances accumulées. Ce stock de connaissance transforme les rendements d'échelle de

⁴ Le choix de 1979 tient à ce que c'est cette année-là que le premier flux officiel de TFM en direction du Cameroun a été enregistré contre 1974 pour le Sénégal. Par soucis d'harmonisation, nous débutons donc en 1979.

⁵ Il est question dans cette étape de vérifier l'existence de la relation de Co intégration au travers des *bounds tests* développés par Pesaran et al (1997, 2001). Ce test est effectué sur le modèle à correction d'erreur sans restriction préalablement spécifiée. Si ce test débouche sur l'acceptation de l'hypothèse d'existence de la relation de Co intégration, alors on estime la relation de long terme et la dynamique de court terme des modèles ARDL par les MCO.

cette fonction de production les faisant passer de rendement d'échelle constant ($\alpha + \beta = 1$) comme dans le cas traditionnel, à rendement d'échelle croissant ($\alpha + \beta > 1$).

Pour analyser l'effet des transferts de fonds des migrants et des institutions⁶ sur la croissance économique, on procède à la construction d'un modèle inspiré de celui de Romer (1986), de De Gregorio et Lee (1998) ; ce modèle emprunte aussi les hypothèses théoriques de North (1990).

En effet, North (1990) considère que la qualité des institutions constitue un facteur incitatif qui détermine les performances économiques de long terme. Les institutions étant encrées dans les modes de vie, le changement institutionnel n'est possible qu'à long terme (North, 1994). Par ailleurs, North suppose que les résultats économiques sont le fait de l'interaction entre les variables économiques et les variables institutionnelles. On admet ainsi l'existence d'une transition dynamique qui maintient le caractère cumulatif de la croissance endogène. On peut donc comprendre qu'au final, l'environnement affecte le stock de capital chez Gregorio et Lee (1998) et non le travail comme chez Romer (1986). On obtient ainsi le modèle suivant :

$$Y_t = L_t^\alpha (A_t K_t)^\beta \quad (2)$$

On suppose que le stock de capital physique est subdivisé en investissements domestique (FBCF), en investissements directs étrangers (IDE), en aide publique au développement (APD), en transferts de fonds des migrants (TFM). A ces facteurs sont associés d'autres variables notamment la protection des droits de propriété privée (DPP) qui représentent des facteurs d'incitation et aussi les variables telles que le degré d'ouverture de l'économie (DOE), le taux brute de scolarisation (TBS). Le modèle est donné par :

$$Y_t = FBCF_t^{\theta_1} IDE_t^{\theta_2} APD_t^{\theta_3} (TFM * DPP)_t^{\theta_4} DOE_t^{\theta_5} TBS_t^{\theta_6} \quad (3)$$

Où $(TFM * DPP)$ permet de capter l'effet non linéaire des transferts de fonds des migrants sur la croissance. Autrement dit, cette variable permet de montrer comment le niveau de protection des droits de propriété⁷ conditionne la capacité des transferts de fonds des migrants à influencer la croissance économique.

En mettant l'équation précédente sur la forme log linéaire, on obtient la relation suivante :

⁶ Ici perçu à travers la protection des droits de propriété

⁷ Celle-ci étant reconnue comme une variable de la qualité des institutions. Or la littérature met clairement en exergue le rôle des institutions dans la relation transferts de fonds des migrants – croissance (Catrinescu et al, 2006 ; Giuliano et Ruiz-Arranz, 2006 ; Singh et al, 2009).

$$\begin{aligned} \text{Log}Y_t = & \theta_0 + \theta_1 \text{Log}APD_t + \theta_2 \text{Log}(TFM * DPP)_t + \theta_3 \text{Log}LIDE_t + \theta_4 \text{Log}FBCF_t \\ & + \theta_5 \text{Log}DOE_t + \theta_7 \text{Log}TBS_t + \eta_t \end{aligned} \quad (4)$$

Où Y_t est le taux de croissance du PIB par tête l'année t (TXPIBPT).

Plus simplement, l'expression ci-dessus peut être transcrite de la manière suivante :

$$\begin{aligned} LTXPIBPT_t = & \theta_0 + \theta_1 LAPD_t + \theta_2 L(TFM * DPP)_t + \theta_3 LIDE_t + \theta_4 LFBCF_t \\ & + \theta_5 LDOE_t + \theta_6 LTBS_t + \eta_t \end{aligned} \quad (5)$$

Pour mieux cerner la dynamique de la croissance entre le court terme et le long terme, le modèle précédent est analysé sous la forme d'un modèle $ARDL(p, q_1, q_2, \dots, q_n)$ tel que présenté plus haut. L'équation ci-dessus représente l'équation de long terme à estimer.

Pour rendre possible la logarithmisation de ces certaines variables qui contenaient des observations négatives, nous avons procédé à une transformation affine strictement croissante qui permet aux variables de maintenir toutes leurs propriétés statistiques.

3.2. Modèle à correction d'erreur sans restriction (UECM)

Traditionnellement, Pesaran et *al* (2001) préconisent d'estimer le modèle à correction d'erreur sans restriction (Unrestricted Error Correction Model). Ce modèle est analogue au modèle à correction d'erreur traditionnel, la différence résidant dans le fait que le terme de correction d'erreur est substitué par la relation de long terme sans toutefois poser de restrictions sur leur coefficient. Cela reviendra pour nous à écrire la relation suivante :

$$\begin{aligned} \Delta LTXPIBPT_t = & \sum_{i=1}^{p-1} \theta_{1i} \Delta LTXPIBPT_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1-1} \theta_{2i} \Delta LAPD_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2-1} \theta_{2i} \Delta LTFM_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_3-1} \theta_{3i} \Delta LIDE_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^{q_4-1} \theta_{4i} \Delta LFBCF_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_5-1} \theta_{5i} \Delta LDOE_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_6-1} \theta_{6i} \Delta LTBS_{t-i} + \gamma_0 + \gamma_1 LTXPIBPT_{t-1} + \gamma_2 LAPD_{t-1} \\ & + \gamma_3 LTFM_{t-1} + \gamma_4 LIDE_{t-1} + \gamma_5 LFBCF_{t-1} + \gamma_6 LDOE_{t-1} + \gamma_7 LTBS_{t-1} + \mu_t \end{aligned} \quad (6)$$

$$\begin{aligned} \Delta LTXPIBPT_t = & \sum_{i=1}^{p-1} \theta_{1i} \Delta LTXPIBPT_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1-1} \theta_{2i} \Delta LAPD_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2-1} \theta_{3i} \Delta (TFM * DPP)_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_4-1} \theta_{4i} \Delta LIDE_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^{q_5-1} \theta_{5i} \Delta LFBCF_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_6-1} \theta_{6i} \Delta LDOE_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_7-1} \theta_{7i} \Delta LTBS_{t-i} + \gamma_0 + \gamma_1 LTXPIBPT_{t-1} + \gamma_2 LAPD_{t-1} \\ & + \gamma_3 L(TFM * DPP)_{t-1} + \gamma_4 LIDE_{t-1} + \gamma_5 LFBCF_{t-1} + \gamma_6 LDOE_{t-1} + \gamma_7 LTBS_{t-1} + \mu_t \end{aligned} \quad (7)$$

Dans ce modèle, les termes en différence première (Δ) décrivent la dynamique de court terme, tandis que les termes à niveau indiquent les effets à long terme des variables explicatives

sur la croissance économique. Les termes q_1, q_2, \dots, q_7 quant à eux spécifient les retards associés à chaque variable.

Il convient de préciser que la détermination du retard optimal est une étape cruciale eu égard de l'influence qu'elle peut avoir sur la performance des tests de Co intégration. D'après Pesaran et *al* (2001), si le nombre de retards est insuffisant, le système peut retenir de l'autocorrélation au sein de son terme résiduel, ce qui invalide les *bounds tests*. Si à l'inverse, l'ordre du retard est trop grand, ce dernier devient sur-identifié avec des possibles effets néfastes sur la puissance des tests de Co intégration. Dans cette étude, le choix du retard optimal est guidé par les critères d'information d'Akaike (AIC) et de Schwarz (SBC) et sera égal au retard qui minimise les fonctions d'Akaike et de Schwarz. Ces retards sont fournis automatiquement par le logiciel Eviews 9.

Il convient de préciser que pour chacun des pays considérés par l'étude, nous avons trois spécifications différentes de régressions. La première mettra en exergue le lien entre les transferts de fonds des migrants et la croissance économique, le second présentera le lien entre la protection des droits de propriété privé et la croissance économique et le troisième mettra en exergue l'effet croisé des transferts des fonds des migrants et de la protection des droits de propriété privé sur la croissance économique.

3.3. Procédure Bounds test

L'approche ARDL est réalisée en trois étapes : dans un premier temps, nous testons l'existence d'une relation de long terme pour les différentes spécifications du modèle de croissance en appliquant la procédure « Bounds tests ». Suivant la démarche de Pesaran et Shin (1997) et Pesaran et *al* (2001), nous estimons par les moindres carrés ordinaires les modèles à correction d'erreur sans restriction spécifiés en (1.4) dans deux cas : un cas sans interaction entre les TFM et les droits de propriété et un autre cas en faisant interagir les deux variables.

Deuxièmement, une fois l'absence d'autocorrélation des résidus vérifiée, nous procédons au test de Co-intégration par les limites extrêmes (Bounds tests)⁸. L'hypothèse nulle d'absence de relation d'équilibre de long terme est donnée et testée contre l'hypothèse alternative de présence d'une relation uniforme de long terme entre les variables considérées. La statistique de test est la *F – Statistics*. Une fois la relation de long terme validée, nous estimons par les MCO deux groupes de modèles dont pour le Cameroun et l'autre pour le Sénégal.

⁸ Il s'agit tout simplement d'un test de Fisher de significativité jointe des coefficients des K variables en niveau.

Troisièmement, nous estimons la relation de long terme et la dynamique de court terme des modèles ARDL par les moindres carrés ordinaires.

$$LTXPIBPT_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_1 LTXPIBPT_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1} \beta_2 LAPD_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} \beta_3 LTFM_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_3} \beta_4 LIDE_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_5} \beta_5 LFBCF_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_6} \beta_6 L(DOE)_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_7} \beta_7 L(TBS)_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (7)$$

$$LTXPIBPT_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_1 LTXPIBPT_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1} \beta_2 LAPD_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} \beta_3 LTFM_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_3} \beta_4 LIDE_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_4} \beta_5 LFBCF_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_5} \beta_6 L(DOE)_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_6} \beta_7 L(TBS)_{t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (8)$$

4. Résultats et discussions

4.1. Résultats des tests

4.1.1 Tests de stationnarité (racine unitaire)

Avant de procéder à l'approche ARDL, nous avons testé la stationnarité des différentes séries pour s'assurer qu'aucune d'entre elles n'est intégrée d'ordre 2 ou plus. En effet, la procédure « bounds tests » n'est plus valide en cas de présence de variables intégrées d'ordre 2 ou plus. Nous avons utilisé le test de Dickey et Fuller Augmenté (DFA, 1981), le test de Phillips et Perron (PP, 1988) et le test d'Elliot, Rothenberg et Stock (DF-GLS, 1996).

Au Cameroun, on ne peut rejeter l'hypothèse alternative de stationnarité pour les variables LTXPIBPT, LAPD, LIDE indépendamment du test de racine unitaire que nous avons utilisé. Par ailleurs, on ne peut rejeter l'hypothèse nulle de non-stationnarité des séries pour la variables LDPP. En ce qui concerne les autres variables notamment LTFM_LDPP, LTFM, LFBCF, LDOE, les résultats obtenus sont sensibles au test de racine unitaire utilisé. Il convient en résumé de mentionner que les variables non stationnaires à niveau le sont devenus en différence première. (Cf. tableaux 1, 2 et 3 en annexe)

4.1.2. Tests de Co-intégration : « les bounds tests »

Les résultats du test de Co-intégration de Pesaran et al (2001) sont présentés dans les tableaux 1.4 pour le Cameroun et 1.5 pour le Sénégal ci-dessous. La statistique de Fisher est supérieure à la borne supérieure pour les différents seuils de significativité et pour les trois spécifications. Nous rejetons donc l'hypothèse nulle d'absence de relation de long terme et nous concluons à l'existence d'une relation de long terme entre les différentes variables dans les trois spécifications. (Cf. tableaux 4 et 5 en annexe)

4.1.3. Tests de diagnostic des modèles

Les tests de robustesse ont été réalisés pour évaluer la solidité des modèles à correction d'erreurs sans restriction représentés par les équations (6) et (7) précédentes. Il s'agit notamment du test du multiplicateur de Lagrange de Breush–Godfrey pour l'autocorrélation des résidus, le test de Jarque-Bera pour la normalité des résidus, le test d'hétéroscédasticité de Breush-Pagan-Godfrey ainsi que les tests du cumulative sum (CUSUM) et du cumulative sum of squares (CUSUM-square) pour la stabilité du modèle. (Cf. tableaux 6 et 7 en annexe)

4.2. Résultats des estimations

4.2.1. Dynamique de long terme

Il s'agit ici de vérifier si les transferts de fonds des migrants constituent un moteur de croissance au Cameroun et au Sénégal, de voir si leur impact est différencié d'un pays à l'autre et si c'est le cas, le rôle de la protection des droits de propriété privée. Deux spécifications du modèle de croissance ont été faites. La première met en relation la croissance du PIB par tête et les transferts de fonds des migrants et le second met en relation la croissance du PIB réel et les transferts de fonds des migrants conditionnée par le niveau de protection des droits de propriété privée.

En retenant le critère d'information d'AIC dans le cas du Cameroun, nous avons retenu un modèle ARDL1 (1, 0, 2, 2, 3, 2) pour la première spécification et un modèle ARDL2 (1, 0, 2, 2, 0, 2) pour la deuxième spécification ; Au Sénégal, sur les mêmes bases, nous avons retenu un modèle ARDL1 (1, 1, 3, 3, 2) pour la première spécification et un modèle ARDL2 (2, 1, 3, 3, 0, 2) pour la deuxième spécification. Les résultats pour ces deux pays suivant toutes les spécifications sont contenues dans les tableaux 8 et 9 en annexe.

Les résultats de la relation de long terme suggèrent que les transferts de fonds des migrants (TFM) au Cameroun ont un effet positif et significatif sur la croissance. Mais cet effet est très faible. En effet, le coefficient de la variable TFM a un signe positif (0,08) ce qui implique que les transferts de fonds des migrants boostent la croissance au Cameroun mais très faiblement. Dans la seconde spécification, la variable d'intérêt (TFM) est croisée avec la qualité des institutions dans notre cas capté par la protection des droits de propriété (DPP) ; ceci pour mettre en exergue le rôle du contexte institutionnel dans la relation transferts de fonds des migrants et croissance économique (Singh et *al*, 2009).

La variable d'interaction entre les transferts de fonds des migrants et les droits de propriété privée au Cameroun a un coefficient positif et significatif à 5% suggérant qu'avec le niveau de protection des droits de propriété au Cameroun sur la période de l'étude, une

augmentation des transferts de fonds des migrant de 1% entrainerait, toute chose restant égale par ailleurs une augmentation marginale du taux de croissance de 0,2%. Le coefficient de la variable TFM ici est de (0,2) ce qui est de loin supérieur au coefficient de cette même variable (0,08) lorsque le contexte institutionnel n'était pas intégré. Ceci nous permet de comprendre qu'au Cameroun, la protection des droits de propriété privée a un effet accélérateur sur le potentiel de croissance des transferts de fonds des migrants au Cameroun. Ces résultats sont compatibles avec ceux trouvés par des auteurs tels que Catrinescu et *al* (2006), Lartey (2011), Singh et *al* (2009).

Les résultats de la relation de long terme suggèrent que les transferts de fonds des migrants (TFM) au Sénégal ont un effet positif et significatif sur la croissance économique. En effet, le coefficient de la variable TFM a un signe positif et est significatif au seuil de 5% ce qui implique que les transferts de fonds des migrants sont un moteur de croissance au Sénégal toute chose restant égale par ailleurs. Le coefficient de la variable transferts de fonds des migrants est de 0,41 ce qui implique qu'une augmentation des transferts de fonds des migrants de 1% au Sénégal entrainerait une augmentation marginale de taux de croissance de 0,41%.

Dans la deuxième spécification, la variable d'interaction entre les transferts de fonds des migrants et les droits de propriété au Sénégal a un coefficient positif et significatif à 5% suggérant que le niveau de protection des droits de propriété au Sénégal amplifie l'effet positif des transferts de fonds des migrants sur la croissance. En effet, une augmentation des transferts de fonds des migrants de 1% entrainerait, toute chose restant égale par ailleurs dans le contexte actuel de protection des droits de propriété une augmentation marginale du taux de croissance de 0,85% ; largement supérieur au coefficient de la même variable (0,41) lorsqu'on n'avait pas pris en compte le contexte environnemental. Ces résultats sont compatibles avec ceux trouvés par des auteurs tels que Catrinescu et *al* (2006), Lartey (2011), Singh et *al* (2009).

Nous dressons ensuite un tableau synoptique pour comparer l'incidence des TFM sur la croissance au Cameroun et l'incidence sur la croissance des TFM au Sénégal.

Tableau 10 : Comparaison de la situation de long terme au Cameroun et au Sénégal

		Cameroun	Sénégal
		TXPIBPT	TXPIBPT
ARDL 1	TFM	0,08*	0,41**
ARDL 2	TFM*DPP	0,21**	0,85**

Source : calculs des auteurs

Il ressort clairement de ce tableau que l'incidence des TFM sur la croissance est plus forte au Sénégal qu'au Cameroun. Ceci s'explique entre autre par l'importance accordé aux TFM par les pouvoirs publics Sénégalais. En effet, la protection des droits de propriété permet d'assurer un environnement de confiance susceptible d'attirer les investisseurs, de faciliter le lancement de petites activités rentables et donc de financer au mieux la croissance (Mishra, 2005 ; Singh et *al*, 2009). Ceci atteste bien la qualité de l'environnement des affaires au Sénégal ainsi que le dynamisme des politiques publiques quant à la protection des droits de propriété ; à plus fort titre lorsqu'on sait que les pouvoirs publics au Sénégal font tout ce qui est à leur pouvoir pour assurer un cadre propice à l'investissement des transferts de fonds. Par ailleurs, ce n'est pas un fait du hasard si le Sénégal est classé 5^{ème} meilleure pays en Afrique quant à la protection des droits de propriété (EFW, 2015).

4.2.2 Dynamique de court terme

Les effets dynamiques de court terme qui sont présentés dans les tableaux 11 et 12 (en annexe) résultent des spécifications des modèles à correction d'erreurs sans restriction (UECM) des modèles ARDL. Les résultats de court terme indiquent qu'au Cameroun, les TFM n'ont à court terme pas d'effet significatif sur la croissance même lorsqu'on prend en compte le contexte institutionnel. Ceci s'expliquerait par le décalage qu'il y a entre la décision de consacrer les TFM à des activités productives et le moment où ces effets commencent à se ressentir. Néanmoins, on note que le coefficient de la variable TFM est positif quel que soit la spécification ; ce coefficient est plus important lorsqu'on prend en compte le cadre contextuel. Ceci constitue une preuve supplémentaire qu'une meilleure protection des droits de propriété accroît l'efficience dans l'utilisation des TFM.

Au Sénégal, les résultats sont restés inchangés à court terme. Les transferts de fonds des migrants boostent la croissance économique au Sénégal et cet effet positif des TFM sur la croissance est amplifié par la protection des droits de propriété qui poussent les bénéficiaires des TFM à se lancer dans l'entrepreneuriat et à développer des activités rentables. Ces résultats sont résumés dans le tableau 13. Les caractéristiques des sénégalais bénéficiant des TFM ainsi que le dynamisme des politique publique en la matière justifierait cette relative efficacité même à court terme.

Une analyse comparée entre le Cameroun et le Sénégal à court terme atteste que le Sénégal tire mieux avantage des TFM que le Cameroun même si ce dernier (le Sénégal) risque de sombrer dans un effet de dépendance si les politiques publiques ne restent pas aussi dynamiques.

Tableau 13 : Comparaison de la situation de court terme au Cameroun et au Sénégal

		Cameroun	Sénégal
		TXPIBPT	TXPIBPT
ARDL 1	D(TFM)	0,21	0,26
ARDL 2	D(TFM*DPP)	0,53	0,65***

Source : calculs des auteurs

5. Conclusion et recommandations

Dans cette étude, nous nous sommes intéressés à l'incidence des transferts de fonds des migrants sur la croissance économique dans deux pays d'Afrique Sub-saharienne que sont le Cameroun et le Sénégal, leaders en matière de TFM dans leurs sous régions respectives. L'application de la méthode ARDL a permis de modéliser la dynamique de long terme et de court terme des transferts de fonds des migrants. Les résultats des estimations des relations d'équilibre de long terme obtenus dans le cadre des deux spécifications retenues pour chacun des deux pays conduisent à des conclusions convergentes de l'influence des transferts de fonds sur la croissance économique. Les résultats ont montré que les transferts de fonds des migrants ont à long terme des effets positifs dans les deux pays. Cependant, ces effets sont de faible ampleur au Cameroun et plus important au Sénégal. La mise en exergue le rôle de la protection des droits de propriété dans le potentiel de croissance des transferts de fonds des migrants et les estimations ont révélé que la protection des droits de propriété améliore le potentiel de croissance des transferts de fonds des migrants et ceci dans tous les deux pays. Mais le Sénégal qui protège mieux les droits de propriété tire un meilleur bénéfice. Ces résultats permettent de présenter aux autorités publiques le rôle clef que jouerait la protection des droits de propriété dans la dynamique de la croissance tirée par les transferts de fonds des migrants, et la nécessité d'aménager un environnement propice susceptible d'absorber à des fins d'investissement productifs les transferts reçus. En effet, les titres de propriété et leur bonne protection sont de plus en plus considérés comme des instruments essentiels pour générer des investissements. Lorsque les droits de propriété ne sont pas sécurisés, les incitations à investir en souffrent. Puisque les coûts de transaction augmentent considérablement en raison du manque de formalisation et d'organisation administrative. Etant donné qu'il n'existe souvent pas d'éléments suffisants pour garantir la fiabilité de la transaction du bien ; la formation de capital est réduite et les investissements demeurent à petite échelle. Dans un système formel de protection des droits de propriété, les transactions sont sécurisées du fait d'une traçabilité de qualité. La propriété formelle engendre donc des incitations à se responsabiliser, améliorant

d'autant plus le climat de confiance, lubrifiant essentiel des échanges économiques entre les membres d'une société et suscitant par voie de conséquence l'investissement qui constitue l'un des principaux déterminants de la croissance.

Références bibliographiques

- Abdih Y., Chami R., Dagher J., et Montiel P. (2008). Remittances and Institutions: Are Remittances a Curse?. IMF Working Paper; 2008 International Monetary Fund ; WP/08/29.
- Acemoglu, D.; Johnson, S. and Robinson, J. A. (2004), Institutions as the Fundamental Cause of Long-Run Growth, *National Bureau of Economic Research, Working Paper* 10481.
- Acosta, P. (2006). Labor supply, school attendance, and remittances from international migration: the case of El Salvador. openknowledge.worldbank.com
- Acosta, P. A., Lartey, E. K., & Mandelman, F. S. (2007). Remittances and the Dutch disease. *Journal of international economics*, 79(1), 102-116.
- Aggarwal R., Demirgüç-Kunt A., Pena Martinez S. M. (2006). Do workers Remittances Promote financial development? MCDonough School of Business, Georgetown University and the World Bank. G. 04 Old North, Washington D. C. 20057. WPS 3957.
- Amuedo-Dorantes C. and Pozo S.. (2008), Remittance Volatility and Asset Accumulation, Unpublished manuscript.
- Amuedo-Dorantes, Catalina and Susan Pozo,(2004) Workers' remittances and the real exchange rate: a paradox of gifts, *World Development*, 2004, 32 (8), 1407–1417.
- Azam, J. P. and F.Gubert (2006). Migrants Remittance and the Households in Africa: A review of the Evidence. *Journal of African Economies*, Vol. 15, AERC supplement 2, pp. 426-462.
- Balde, Y. (2010), The Impact of Remittances and Foreign Aid on Savings/Investment in Sub-Saharan Africa, *African Development Review*, 23(2), 247-262.
- Barajas A., Chami R., and Yousefi S. R. (2013). The Finance and Growth Nexus Re-Examined: Do All Countries Benefit Equally?. IMF Working Paper, 2013 International Monetary Fund. WP/13/130.
- Barajas A., Chami R., Fullenkamp C., Gapen M. T, and Montiel P., (2009) Do workers' remittances promote economic growth?, IMF Working Paper 09/153, International Monetary Fund 2009.
- Barro, R. (1996). Determinants of Economic Growth: A Cross-Country Empirical Study, NBER Working Paper 5698, National Bureau of Economic Research.
- Barro, R. and Sala-i-Martin X. (1995), *Economic Growth*, McGraw-Hill, Cambridge, MA.
- Besley, T. and Ghatak, M., (2009). Property rights and economic development. In: D. Rodrik and M. Rosenzweig, eds., *Handbook of Development Economics*. Elsevier, pp.4525–4595.
- BM (2006), Trends, Determinants, and Macroeconomic Effects of Remittances, *Global Economic Prospects 2006*, pp. 85-115, (Washington: World Bank).

- BM (2015). *World Development Indicators 2015*. Washington, DC: World Bank.
- BM (2016). *Migration and Remittances Fact book 2016* (3rd ed.). World Bank Publication. World Bank. (2014). *Remittance Prices Worldwide*, 9.
- BM(2000), *The Quality of Growth*, New York: Oxford University Press for the World Bank.
- BM(2006). *Global Economic Prospects 2006. Economic Implications of Remittances and Migration*, World Bank, Washington DC
- Bourdet, Y., and H. Falck (2006), *Emigrants' Remittances and Dutch Disease in Cape Verde*. *International Economic Journal*, 20, 267-284.
- Bugamelli, M. et Paterno, F. (2008). *Output growth volatility and remittances*. Bank of Italy, Economic Research Department.
- Catrinescu N., Leon-Ledesma M., Piracha M., and Quillin B., (2006) *Remittances, institutions, and economic growth* *World Development*, 2006, 37 (1), 81– 30 92. Center for Latin American Monetary Studies (CEMLA) *International Remittances in El Salvador*. Inter-American Development Bank, Washington, D.C. <http://www.cemlaremesas.org/informes/report-elsalvador.pdf>, 2006.
- Chami R. et Fullencamp C. (2013) *Au delà de la famille*. *Finances & Développement* Septembre 2013
- Chami, R., Fullenkamp C., and Jahjah S., (2003), *Are Immigrant Remittance Flows a Source of Capital for Development?* *IMF Staff Papers*, Vol. 25 (Washington: International Monetary Fund).
- CNUCED (2013a), *World Investment Report*. New York et Genève: Conférence des Nations Unies sur le Commerce et le Développement.
- CNUCED (2013b), *Commerce intra-africain : libérer le dynamisme du secteur privé, le développement économique en Afrique*, Rapport 2013, pp172.
- CNUCED(2012), *World Investment Report*. New York et Genève: Conférence des Nations Unies sur le Commerce et le Développement.
- Coiffard, M. (2011). *Les déterminants et impacts macroéconomiques des transferts de fonds des migrants : une analyse du cas des pays fortement dépendants*. Thèse de Doctorat en Sciences économiques ; université de Grenoble. Dec 2011
- De Haas, H. (2007) *Remittances, Migration and Social Development*. UNRISD Program Paper.
- De Gregorio, J. (1992), *Economic growth in Latin America*, *Journal of Development Economics*, 39, pp. 58-84.
- Drinkwater, S., P. Levine et E. Lotti. (2003). *The Labour Market Effects of Remittances*, FLOWENLA Discussion Paper no 6, Hamburg Institute of International Economics, Hamburg.
- El-Sakka, M. (1997). *Migration Remittances: Policy Options for Host and Countries of Origin*. Department of Economics, Kuwait University.
- El-Sakka, M. et McNabb, R. (1999). *The Macroeconomic Determinants of Emigrant Remittances* *World Development*, 27 (8): 1493-1502.

- Faini R. (2002), Development, Trade, and Migration, proceedings from the ABCDE Europe Conference, 1-2: 85-116.
- Giuliano, P. et M. Ruiz-Arranz. (2006). Remittances, Financial Development, and Growth, International Monetary Fund, Working Paper 05/234
- Greene W. (2005). *Econométrie*, Pearson Education, 5ème édition.
- Jadotte, E. (2009), International Migration, Remittances and Labour Supply. The Case of the Republic of Haiti. United Nations University. World Institute for Development Economics Research. UNU-WIDER. Research Paper No. 2009/28.
- Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of co-integrating vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, 59, 1551–1580. <http://dx.doi.org/10.2307/2938278>
- Kapur, D., (2004), Remittances: The New Development Mantra? G24 Discussion Paper No 29.
- Kireyev, A. (2006). The Macroeconomics of Remittances: the Case of Tajikistan. *IMF Working Paper*, (06/02), International Monetary Fund.
- Lartey E.K.K. (2011) Remittances, investment and growth in sub-Saharan Africa, *The Journal of International Trade & Economic Development: An International and Comparative Review*, 22:7, 1038-1058, DOI:10.1080/09638199.2011.632692
- Lartey, E.K.K., Mandelman, F. et Acosta, P.A. (2008). Remittances, Exchange Rate Regimes, and the Dutch Disease: a Panel Data Analysis. *Working Paper*, (12), Federal Reserve Bank of Atlanta.
- León-Ledesma, M., and Piracha, M. (2001). International migration and the role of remittances in Eastern Europe. University of Kent Discussion Paper, No. 01/13, Canterbury, University of Kent.
- Lipton M., (1980). Migration from rural areas of poor countries: the impact on rural productivity and income distribution. *World Dev.* 8 (1), 1-24.
- Mesnard, Alice (2004). Temporary migration and capital market imperfections. *Oxford Economic Papers* (Oxford, England), vol. 56 (April), pp. 242-262.
- Mijiyawa A. G. (2010). Institutions et développement : analyse des effets macroéconomiques des institutions et de réformes institutionnelles dans les pays en développement. Sciences de l'homme et société. Université d'Auvergne - Clermont-Ferrand I, 2010.
- Mishra, P. (2005), Macroeconomic Impact of Remittances in the Caribbean, Unpublished paper, International Monetary Fund, Washington, DC.
- North, D. C. (1990), *Institutions, Institutional Change and Economic Performance*, Cambridge University Press, UK.
- North, D. C. (1994), Economic Performance Through Time, *American Economic Review*, 84, no. 3, June, pp. 359-368.
- Pesaran, M. H. (1997), The Role of Economic Theory in Modelling the Long-Run, *The Economic Journal*, 107: 178-191.

- Pesaran, M. H. and Shin, Y. (2001), An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration, in Strom S. (ed.), *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century : The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, Chapter 11, Cambridge University Press.
- Powell B. (2002). Private property rights, economic freedom and well-being. Mercatus Center; George Mason University. Working paper.
- Ramirez, D.M. (2013). Do financial and institutional variables enhance the impact of remittances on economic growth in Latin America and the Caribbean? A panel cointegration analysis. *International Atlantic Economic Society*, Vol. 19, 273-288
- Ratha D. and Mohapatra S. (2007). Increasing the Macroeconomic Impact of Remittances on Development. Development Prospects Group, The World Bank. Washington D.C. 20433. November 26, 2007
- Ratha D., Mohapatra S., Özden C., Plaza S., Shaw W., and Shimeles A. (2011). Leveraging Migration for Africa. Remittances, Skills and Investments. World Bank, Washington DC.
- Ratha, D. 2003. Worker's Remittances: An Important and Stable Source of External Development Finance, *Global Developing Finance 2003*, World Bank, pp. 157-175.
- Ratha, D. 2013. The impact of remittances on economic growth and poverty reduction. Migration Policy Institute. No 8, September 2013.
- Rodrik, D. (1999), Institutions for High-Quality Growth: What They Are and How to Acquire them, Harvard University, paper prepared for the International Monetary Fund Conference on Second-Generation Reforms, Washington.
- Rodrik, D. 2000a. Trade Policy Reform as Institutional Reform in *Handbook on Developing Countries and the Next Round of WTO Negotiations*, edited by Bernard Hoekman
- Romer, P.M. (1986), Increasing Returns and Long Run Growth, *Journal of Political Economy*, 94, pp. 1002-1037.
- Russell, S.S. (1995). Remittances from International Migration: A Review in Perspectives. *World Development*, 14 (6): 677-696.
- Singh, Raju Jan, Markus Haacker, Kyung woo Lee, (2009) Determinants and macroeconomic impact of remittances in Sub-Saharan Africa, IMF Working paper, 2009, Washington DC.
- Singh, Raju Jan, Markus Haacker, Kyung woo Lee, and Maëlan Le Goff, (2011) Determinants and macroeconomic impact of remittances in Sub-Saharan Africa. *Journal of African Economies*, 2011, 20 (2), 312–340.

Annexes

Tableau 1 Test de stationnarité de DFA

Variables	Cameroun			Sénégal		
	Aniveau	En différence	Décision	Aniveau	En différence	Décision
LTFM	-1,082 (0,71)	-7,889*** (0,000)	I(1)	0.290 (0.974)	-5.763*** (0,000)	I(1)
LTFM*LDP P	0,223 (0,969)	-8,264*** (0,000)	I(1)	0.005 (0.952)	-6.067*** (0,000)	I(1)
LTXPIBPT	-3,367** (0,019)	-	I(0)	-4.288 (0,001)	-	I(0)
LAPD	-3,412** (0,017)	-	I(0)	-3.164 (0.031)	-	I(0)
LIDE	-4,734*** (0,000)	-	I(0)	-1.787 (0.380)	-11.049*** (0,000)	I(1)
LFBCF	-1,761 (0,392)	-10,031*** (0,000)	I(1)	-2.103 (0.244)	-6.302*** (0,000)	I(1)
LDOE	-2,199 (0,210)	-4,122*** (0,003)	I(1)	-2.468 (0.131)	-4.653*** (0,000)	I(1)
LTBS	-0,134 (0,937)	-6,144*** (0,000)	I(1)	-4.093 (0.016)	-	I(0)

Tableau 2 Test de stationnarité de PP

Variables	Cameroun			Sénégal		
	A niveau	En différence	Décision	Aniveau	En différence	Décision
LTFM	-2,910* (0,054)	-	I(0)	0.348 (0.977)	-5.761*** (0,000)	I(1)
LTFM*LDPP	-2,782* (0.071)	-	I(0)	0.194 (0.968)	-6.109*** (0,000)	I(1)
LTXPIBPT	-3.451** (0.015)	-	I(0)	-6.250*** (0,000)	-	I(0)
LAPD	-3,186** (0,029)	-	I(0)	-3.186** (0.029)	-	I(0)
LIDE	-4.896*** (0,000)	-	I(0)	-3.679*** (0,009)	-	I(0)
LFBCF	-4.475*** (0,001)	-	I(0)	-2.272 (0.186)	-8.673*** (0,000)	I(1)
LDOE	-2.220 (0.202)	-6.368*** (0,000)	I(1)	-2.468 (0.131)	- 6.271532*** (0,000)	I(1)

LTBS	-0.202 (0.928)	-6.144*** (0,000)	I(1)	1.046 (0.996)	-3.369** (0.019)	I(1)
-------------	-------------------	----------------------	------	------------------	---------------------	------

Tableau 3 Test de stationnarité de DF-GLS

Variables	Cameroun			Sénégal		
	A niveau	En différence	Décision	A niveau	En différence	Décision
LTFM	0.387	-3.631**	I(1)	1.035	-4.730***	I(1)
LTFM*LDPP	-3.578**	-	I(0)	0.788	-5.575***	I(1)
LTXPIBPT	-3.278***	-	I(0)	-4.195***	-	I(0)
LAPD	-3.147***	-	I(0)	-3.019***	-	I(0)
LIDE	-4.804	-	I(0)	-1.683	-11.195***	I(1)
LFBCF	-1.734	-2.764***	I(1)	-1.332	-6.104***	I(1)
LDOE	-2.130**	-	I(0)	-2.51**	-	I(0)
LTBS	0.713	-6.242***	I(1)	-1.025	-3.294***	I(1)

Tableau 4: Bounds tests pour Cameroun

	P	K	F-stat	Cameroun			
				Seuils critiques			
				10%	5%	2,5%	1%
ARDL1	2	7	6,151*** ⁹	(1,81 2,93)	(2,14 3,34)	(2,44 3,71)	(2,82 4,31)
ARDL2	2	8	4,958***	(1,7 2,83)	(1,97 3,18)	(2,22 3,49)	(2,54 3,91)

Décision : il existe pour les ARDL 1, 2 une relation de long terme au seuil de 1%

Tableau 5: Bounds tests pour Sénégal

	P	K	F-stat	Sénégal			
				Seuils critiques			
				10%	5%	2,5%	1%
ARDL1	2	7	5,987***	(1,75 2,87)	(2,04 3,24)	(2,32 3,59)	(2,66 4,05)
ARDL2	2	8	22,509***	(1,85 2,85)	(2,11 3,15)	(2,33 3,42)	(2,62 3,77)

Décision : il existe pour les ARDL 1 et 2 une relation de long terme au seuil de 1%

⁹***, **, * représente respectivement la significativité au seuil de 1%, 2,5% et 5%.

Tests de diagnostic

Tableau 6: Tests de diagnostic ; Cameroun

	ARDL 1	ARDL 2
Test de normalité	$\chi^2_{0,05}(2) = 3,089 (0,213)$	$\chi^2_{0,05}(2) = 0,040 (0,980)$
Test d'autocorrélation	$\chi^2_{0,05}(2) = 5,178 (0,075)$	$\chi^2_{0,05}(2) = 2,107 (0,146)$
Test d'hétéroscédasticité	$\chi^2_{0,05}(11) = 17,222 (0,101)$	$\chi^2_{0,05}(18) = 21,518 (0,254)$
Tests de stabilité : (CUSUM) et CUSUM of Square	Les lignes bleues évoluent dans le corridor rouge à 5%	Les lignes bleues évoluent dans le corridor rouge à 5%

Tableau 7: Tests de diagnostic ; Sénégal

	ARDL (1)	ARDL (2)
Test de normalité	$\chi^2_{0,05}(2) = 0,270 (0,873)$	$\chi^2_{0,05}(2) = 1,456 (0,482)$
Test d'autocorrélation	$\chi^2_{0,05}(2) = 5,474 (0,064)$	$\chi^2_{0,05}(2) = 3,117 (0,093)$
Test d'hétéroscédasticité	$\chi^2_{0,05}(15) = 8,611 (0,897)$	$\chi^2_{0,05}(20) = 15,12 (0,769)$
Tests de stabilité : (CUSUM) et CUSUM of Square	Les lignes bleues évoluent dans le corridor rouge à 5%	Les lignes bleues évoluent dans le corridor rouge à 5%

Relation de long terme entre les transferts de fonds des migrants et la croissance économique

Tableau 8: Relation de long terme estimées par l'approche ARDL au Cameroun

Variable dépendante : LTXPIBPT	Période d'estimation : 1979 – 2013	
Observations : 35	Cameroun	
	ARDL 1	ARDL 2
LAPD	-0,06 (-0,29)	-0,05 (-0,29)
LTFM	0,08* (1,89)	
LTFM*LDPP	-	0,201** (2,329)
LIDE	0,82** (2,11)	0,98** (2,44)
LDOE	0,125** (1,92)	0,17*** (3,56)
LFBCF	-0,04 (-0,16)	0,13 (0,53)
LTBS	-0,04 (-0,16)	0,142 (0,77)
CONST	0,26** (2,81)	0,152 (2,64)
	R ² ajusté : 0,756	R ² ajusté : 0,78
	Durbin Watson : 1,94	Durbin Watson : 2,09
	Fisher : 5,487	Fisher : 7,85
	Probabilité (F) : 0,007	Probabilité (F) : 0,005

NB : Les termes entre parenthèses sont les statistiques de Student associées à chaque variable.

***, ** et * matérialisent les significativités aux seuils respectifs de 1%, 5% et 10%.

Tableau 9: Relation de long terme estimée par l'approche ARDL au Sénégal

Variable dépendante : LTXPIBPT Observations : 35	Période d'estimation : 1979 – 2013 Sénégal	
	ARDL 1	ARDL 3
LAPD	0,09** (2,33)	-0,04 (-1,44)
LTFM	0,41** (2,57)	-
LTFM*LDPP	-	0,85** (2,245)
LIDE	0,71*** (3,62)	0,12*** (3,76)
LDOE	0,25* (2,00)	0,31*** (5,40)
LFBCF	0,02 (0,06)	-0,35 (-1,68)
LTBS	0,16 (0,94)	-0,05 (-0,42)
CONST	-0,22** (-2,05)	-0,06 (-0,90)
	R ² ajusté : 0,784 Durbin Watson : 1,96 Fisher : 7,25 Probabilité (F) : 0,000	R ² ajusté : 0,843 Durbin Watson : 2,17 Fisher : 10,83 Probabilité (F) : 0,000

NB : Les termes entre parenthèses sont les statistiques de Student associées à chaque variable.

***, ** et * matérialisent les significativités aux seuils respectifs de 1%, 5% et 10%.

Tableau 11: Relation de court terme estimée par l'approche ARDL au Cameroun

Variable dépendante : D(LTXPIBPT) Cameroun			
	Retards	ARDL 1 Coefficients (t de Student)	ARDL 2 Coefficients (t de Student)
D(TXPIBPT)	1	0,15 (1,198)	-0,19** (-2,29)
	0	-0,08 (-0,64)	0,001 (0,003)
D(LAPD)	1	0,98*** (4,97)	-0,91*** (-4,07)
	2	0,29 (1,69)	-0,65** (-2,12)
	0	0,21 (0,55)	0,53 (0,54)
D(LTFM*LDPP)	0	0,77** (2,62)	0,009 (0,002)
D(LIDE)	1	0,29 (0,82)	-2,08** (-2,96)
	2	0,79** (2,70)	-0,92 (-1,75)
	0	-0,21*** (-4,53)	0,31*** (4,65)
D(LDOE)	1		-0,004 (-0,06)
	2		0,21** (2,91)
	0	-0,09 (-0,42)	
D(LTBS)	0	0,38** (2,38)	0,26 (1,22)
D(LFBCF)	0		
CointEq(-1)	1	-1,78*** (-6,91)	-0,65*** (-5,97)

NB :Les termes entre parenthèses sont les statistiques de Student associées à chaque variable.

***, ** et * matérialisent les significativités aux seuils respectifs de 1%, 5% et 10%.

Tableau 12. Relation de court terme estimée par l'approche ARDL au Sénégal

Variable dépendante : D(LTXPIBPT)			
Sénégal			
		ARDL 1	ARDL 3
	Retards	Coefficients (t de Student)	Coefficients (t de Student)
D(TXPIBPT)	1	-0,14 (-1,75)	-
	0	0,01 (0,03)	-0,06 (-0,32)
D(LAPD)	1	-1,12*** (4,76)	-0,65*** (-4,31)
	2	-0,77** (-2,54)	-0,4** (-2,17)
D(LTFM)	0	0,26 (0,56)	
D(LTFM*LDPP)	0		0,65*** (3,21)
	1		4,03*** (6,28)
	2		2,37*** (4,17)
	0	0,06	0,093 (0,743)
D(LIDE)		0,16	
	1	-2,41*** (-3,45)	-1,04*** (-3,651)
	2	-1,01* (-2,05)	
D(LDOE)	0	0,31*** (4,84)	0,53*** (9,42)
	1	0,008 (0,12)	
	2	0,22*** (3,32)	
D(LTBS)	0	-0,11 (1,53)	-0,11 (6,02)
	0	0,32	0,94***
D(LFBCF)		(-1,09)	(6,02)
CointEq(-1)	1	-0,74*** (-6,54)	-1,14*** (-8,71)

NB : Les termes entre parenthèses sont les statistiques de Student associées à chaque variable.

***, ** et * matérialisent les significativités aux seuils respectifs de 1%, 5% et 10%.