



HAL
open science

Transferts des migrants, ouverture sur l'extérieur et dépenses publiques dans les pays en développement

Christian Hubert Ebeke

► **To cite this version:**

Christian Hubert Ebeke. Transferts des migrants, ouverture sur l'extérieur et dépenses publiques dans les pays en développement. 2011. halshs-00552983

HAL Id: halshs-00552983

<https://shs.hal.science/halshs-00552983>

Preprint submitted on 6 Jan 2011

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

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



Document de travail de la série

Etudes et Documents

E 2010.11

**TRANSFERTS DES MIGRANTS, OUVERTURE SUR L'EXTERIEUR ET DEPENSES
PUBLIQUES DANS LES PAYS EN DEVELOPPEMENT**

Christian Ebeke¹

Clermont Université, Université d'Auvergne, CERDI

Mars 2010

¹ Centre d'Etudes et de Recherches sur le Développement International (CERDI-CNRS), Université d'Auvergne. 65 Bd François Mitterrand 63000 Clermont Ferrand, France. Tel: (+33) 4 73 17 75 07, Fax: (+33) 4 73 17 74 28. Je tiens à remercier Jean-Louis Combes pour ses remarques et suggestions.

Courriel: christian_hubert.ebeke@u-clermont1.fr

Résumé

Cet article examine l'impact des transferts des migrants sur les dépenses publiques dans les économies du monde en développement. Nous testons l'argument selon lequel, il s'opère une substitution partielle entre l'assurance publique et l'assurance privée qu'offrent les transferts des migrants dans les pays ouverts sur l'extérieur. La capacité des transferts des migrants à effectivement jouer ce rôle d'assurance contre les chocs, est évaluée en construisant des mesures de cyclicité des transferts des migrants vis-à-vis du PIB réel qui ont l'avantage de pouvoir varier par pays et par année. Il apparaît que la contracyclicité des transferts des migrants concerne à peu près la moitié des pays de l'échantillon et qu'elle a été particulièrement marquée durant le milieu des années 1990. Par ailleurs, nos estimations économétriques montrent que l'ouverture commerciale est une variable déterminante pour expliquer la contracyclicité des transferts. Ensuite, sur la base d'un modèle théorique simple inspiré de Rodrik (1998) et d'estimations économétriques à partir d'un échantillon de 67 pays en développement, nous montrons d'une part que l'ouverture commerciale exerce bien une pression à la hausse des dépenses publiques et d'autre part, que cet impact décroît avec le niveau de transferts des migrants reçus. Il apparaît en outre que c'est véritablement lorsque les transferts des migrants sont contracycliques qu'ils conduisent à une baisse de la consommation publique.

Mots clés : Transferts des migrants, ouverture, consommation publique, cyclicité

Codes JEL : F24 E62 O12

Abstract

This paper analyzes the impact of remittances on government size in developing countries. We test the hypothesis that there is a partial substitution between public insurance by government spending and a private insurance by remittances in more opened countries. The insurance role of remittances is evaluated by computing yearly panel data coefficients of remittances' cyclicity with respect to real GDP cycle. It appears that remittances are become more countercyclical during 1990s. Moreover, there is a strong association between trade openness and the countercyclicity of remittances received by developing countries. From a simple theoretical model close to Rodrik (1998) one and on the basis of econometric estimations using a large sample of developing countries (67) and a dynamic panel data estimator, we find that trade openness is positively associated to government spending and this impact decreases with the level of remittances received. Moreover, it is when remittances are effectively countercyclical that the mechanisms described here operate.

1. INTRODUCTION

Un des résultats le plus important en matière de politique économique appliquée aux pays en développement (PED) est celui de l'existence d'une corrélation positive entre l'ouverture sur l'extérieur et la taille de l'Etat mesurée comme la part de la consommation publique dans le produit intérieur brut (PIB). Plusieurs arguments sont évoqués pour expliquer ce résultat. Le premier argument met en avant la possibilité que la globalisation économique dans laquelle les économies du monde en développement sont généralement encouragées à faire le choix, fait peser sur ces dernières, des risques importants de volatilité. Ainsi par exemple, plus une économie est ouverte, plus elle est exposée à d'importants chocs extérieurs (termes de l'échange, prix des matières premières) qui engendrent des fortes instabilités (Easterly et al., 2000; Santiago et Bruno, 2008). L'ouverture extérieure est également une source d'instabilité parce qu'elle peut engendrer un glissement sectoriel des facteurs de production des secteurs des biens non-échangeables vers le secteur des biens échangeables. Face aux risques d'instabilités qu'engendre une plus grande ouverture, Rodrik (1998) montre par exemple que la taille des Etats est plus élevée dans les pays ouverts car l'Etat y joue un rôle d'assurance face aux chocs auxquels sont exposés ces pays.

Le deuxième argument avancé pour expliquer la relation positive entre la globalisation économique et le poids des dépenses publiques dans le PIB est du domaine de l'économie politique. En effet, lorsque les pays connaissent des chocs positifs au niveau des termes de l'échange ou des prix des principaux produits d'exportation, on observe que les dépenses publiques peuvent augmenter plus que proportionnellement à l'augmentation du revenu de l'Etat. Cet effet dit de « voracité » a été mis en perspective par Tornell et Lane (1999) et il est la résultante d'une absence d'institutions fortes et de la présence de plusieurs groupes d'intérêt dans la société. Collier et Gunning (1999) expliquent cette incapacité des autorités publiques à mettre en place une politique de revenu permanent en présence de chocs positifs par plusieurs facteurs : une asymétrie des effets sur la politique budgétaire, des erreurs d'optimisme et des erreurs de pessimisme et un comportement de free-riding observé au niveau des différents ministères. En ce qui concerne les erreurs d'appréciation, les gouvernements ne vont pas accroître le niveau d'épargne publique en réponse à un choc positif parce que, par exemple, ils anticipent à tort que les chocs positifs seront relativement

permanents. Les dépenses publiques totales peuvent également augmenter en moyenne dans les économies ouvertes parce qu'aucun des ministères n'est prêt à transférer ses dépenses dans le futur car il anticipe que les autres entités publiques n'en feront pas autant. Ainsi de manière plus générale, les pressions politiques dans les économies ouvertes conduisent à une baisse de l'effort fiscal et à un accroissement des dépenses publiques, donc à des déficits publics plus importants (Talvi et Vegh, 2005).

Combes et Saadi-Sedik (2006) font la distinction entre l'ouverture naturelle des économies et la politique d'ouverture dans leur analyse des effets de l'ouverture sur la politique budgétaire. Ils aboutissent au résultat selon lequel, les explications théoriques décrites ci-dessus sont plus compatibles dans des pays naturellement ouverts. Tandis que dans des pays avec une politique d'ouverture, les finances publiques ne se détériorent pas en moyenne. L'idée est que la politique d'ouverture est le reflet d'une capacité globale à mettre en place des institutions fortes qui assurent une bonne gestion des affaires publiques. Tandis que dans les pays où l'ouverture naturelle prédomine, l'absence d'institutions fortes conduit à des dérapages budgétaires et à une politique budgétaire à la merci des groupes d'intérêt ou de la population.

Dans cette littérature qui met en relation l'ouverture commerciale avec les dépenses publiques, l'une des dimensions les plus importantes de la globalisation économique actuelle a été occultée. Il s'agit de la migration internationale de main d'œuvre avec pour corollaire, les envois de fonds des migrants vers leurs pays d'origine (transferts des migrants). Les transferts des migrants se distinguent des autres formes de revenu que peuvent recevoir les pays en développement par plusieurs traits. En effet, comme le soulignent Chami et al. (2008), les transferts des migrants sont moins volatils que les autres sources de capitaux privés à l'instar des investissements de portefeuille, des investissements directs étrangers ou de l'aide publique au développement. Par ailleurs, ils sont en forte augmentation depuis plus d'une décennie et dépassent largement aujourd'hui, le volume de l'aide publique au développement reçu par les pays les plus pauvres. En outre, contrairement aux autres flux de capitaux privés, les transferts des migrants ne nécessitent pas de contrepartie de la part des autorités publiques, ils ne sont pas sujets à la contagion, aux paniques, aux bulles ou aux pressions politiques (Kapur et Singer, 2006). Ils peuvent avoir un impact stabilisateur s'ils sont par exemple contracycliques ou moins volatils que les autres flux de capitaux. Cet impact stabilisateur des transferts des migrants est renforcé par l'absence de corrélation

parfaite entre le cycle du pays d'origine et le cycle du pays d'accueil. Ainsi par exemple, une crise financière qui engendre une forte dépréciation du taux de change est un choc négatif pour une économie en développement dans la mesure où elle augmente le prix des importations des biens consommés. A contrario, elle constitue un choc positif pour celui qui transfère de l'argent à sa famille. Yang (2008b) montre par exemple que la crise asiatique de 1997 qui a conduit à une forte dépréciation du Peso Phillipin a permis aux familles des migrants de recevoir en monnaie locale plus de transferts des migrants et cela a eu des effets positifs sur l'éducation des enfants.

Plusieurs articles ont montré que les transferts des migrants réduisent la volatilité du PIB (Spatafora, 2005; Fajnzylber et al., 2007; Bugamelli et Paterno, 2008; Chami et al., 2009) ainsi que la probabilité de retournement du compte courant (Bugamelli et Paterno., 2009). Dans le premier cas, c'est le caractère contracyclique des transferts des migrants qui permet la réduction de la volatilité macroéconomique, dans le deuxième cas, c'est leur capacité à fournir des réserves de changes aux pays même en périodes difficiles qui maintient la confiance des investisseurs et prévient les sudden-stop ou les sorties brutales de capitaux.

La contracyclicité des transferts des migrants a été mise en avant par plusieurs articles les uns analysant la corrélation entre les cycles des transferts des migrants et du PIB (Sayan, 2006; Gupta et al., 2009 ; Neagu et Schiff, 2009) et d'autres se basant sur le comportement des transferts des migrants lorsque les pays sont frappés par des chocs négatifs forts (Ratha, 2005; Ratha, 2006; Kapur et McHale, 2005; Halliday, 2006 ; Yang et Choi, 2007 ; Yang, 2008a). Cependant, les transferts des migrants peuvent également être procycliques lorsqu'au lieu d'être motivée uniquement par l'altruisme, ils sont motivés par la recherche de l'intérêt personnel du migrant dans une optique de diversification de son portefeuille. Le risque pour un pays qui reçoit des transferts des migrants procycliques est alors que ceux-ci peuvent exacerber davantage le cycle économique.

Les études sur l'impact des transferts des migrants dans les pays en développement sont nombreuses et variées. Plusieurs travaux ont ainsi mis en avant l'importance des transferts des migrants en matière d'accumulation du capital humain (Edwards et Ureta, 2003 ; Ebeke, 2010), d'investissement (Woodruff et Zenteno, 2007), de réduction de la pauvreté (Adams et Page, 2005; Gupta et al., 2009) et des inégalités (Koechlin et Leon, 2007; Chauvet et Mesplé-Somps, 2007), de croissance économique (Pradhan et al., 2008 ; Giuliano et Ruiz-Arranz, 2009; Catrinescu et al., 2009 ; Lee et al., 2009) et d'assurance privée face aux chocs.

Cependant, d'autres travaux ont aussi relevé la possibilité que les transferts des migrants puissent avoir des effets négatifs notamment en assujettissant les économies au *syndrome hollandais* via l'impact sur le taux de change réel (Amuedo-Dorantes et Pozo, 2004; Bourdet et Falck, 2006 ; Lartey et Acosta, 2008) ou en détériorant la qualité institutionnelle (Abdih et al., 2008) ou enfin, en induisant un comportement d'aléa moral chez les personnes qui les reçoivent et qui tendent à réduire leur participation au marché du travail ; ce qui débouche sur une moindre croissance économique (Chami et al., 2005).

Cependant, bien que cette littérature apporte des réponses intéressantes sur les effets des transferts des migrants en matière de développement, force est de constater que peu d'études ont analysé sur le plan théorique et empirique, l'impact des transferts des migrants sur un autre agent économique : l'Etat. En effet, si les transferts des migrants sont effectivement une certaine forme d'assurance pour les ménages de ces pays en développement contre toutes sortes de chocs exogènes, et que justement, dans les pays en développement les gouvernements jouent généralement ce rôle d'assureur en dernier ressort en accroissant le niveau des dépenses publiques, on peut envisager que le niveau des dépenses publiques soit plus réduit dans des pays ouverts sur l'extérieur et qui reçoivent des transferts des migrants.

L'objectif de cet article est de montrer que les transferts des migrants affectent les choix de politique économique de la part des gouvernements des économies ouvertes du monde en développement, en leur offrant une « bouffée d'oxygène » face à l'objectif de stabilisation de l'économie en présence de chocs extérieurs. Cette réflexion est importante pour au moins deux raisons. D'une part, les pays en développement doivent maintenir des niveaux de dépenses publiques à des seuils raisonnables afin d'assurer la solvabilité intertemporelle des finances publiques et maintenir l'endettement public à un niveau tel qu'il ne devienne un fardeau. D'autre part, ces ajustements budgétaires sont rendus difficiles étant donné que parallèlement à l'objectif de stabilisation des finances publiques, ces pays ont un second objectif, s'ouvrir davantage sur l'extérieur pour s'appropriier les effets positifs postulés de l'intégration à l'économie mondiale. Sachant que l'ouverture sur l'extérieur fait peser des risques importants de volatilité qui nécessitent une réponse publique, les transferts des migrants peuvent permettre d'atteindre ce double objectif de réduction du niveau de dépenses publiques et de globalisation économique. Nous testons l'hypothèse selon laquelle, les transferts des migrants atténuent l'impact de l'ouverture commerciale sur la consommation publique.

Nous commençons par un rapide tour d'horizon de la littérature sur la relation entre les transferts des migrants et les dépenses publiques dans les pays en développement (Section 2). La Section 3 revisite le modèle théorique de Rodrik (1998) que nous amendons pour intégrer les transferts des migrants et discuter des conséquences des transferts des migrants sur les dépenses publiques dans les économies ouvertes. Dans la Section 4, nous proposons une étude de la cyclicité des transferts des migrants en rapport au PIB pour mieux saisir dans quelle mesure les transferts des migrants sont effectivement une forme d'assurance pour les pays en développement. Pour cela, nous calculons un coefficient des contracyclicité des transferts des migrants qui ont l'avantage de varier dans le temps et d'être spécifique à chaque pays. Deux méthodes économétriques sont retenues : des régressions successives sur des fenêtres de 10 ans et la méthode des moindres carrés ordinaires avec pondération locale et normale (*Local Gaussian-weighted ordinary least squares*). Nous montrons que la contracyclicité des transferts des migrants s'est renforcée depuis le début des années 1990 et qu'elle est observée dans environ la moitié des pays en développement de notre échantillon. Par ailleurs, l'ouverture commerciale apparaît être un déterminant significatif du degré de contracyclicité des transferts des migrants. La section 5 est consacrée au test empirique de notre hypothèse. Les régressions sont réalisées par la méthode des moments généralisées en panel dynamique (*System-GMM*) afin de pallier au mieux l'endogénéité de certains des régresseurs. Nous débutons avec un échantillon de 67 pays en développement observés sur la période 1970-2008. Les résultats ne permettent pas en effet, de rejeter notre hypothèse selon laquelle les transferts des migrants atténuent l'impact de l'ouverture sur la consommation publique. Nous testons la robustesse de ce résultat en utilisant en lieu et place du volume de transferts des migrants dans les régressions, la variable mesurant leur cyclicité (Section 6). Les résultats sont conformes à nos attentes dans la mesure où, les régressions suggèrent que des transferts des migrants contracycliques contribuent davantage à une réduction de la taille du secteur public dans les pays relativement ouverts sur l'extérieur. Nous concluons l'article à la Section 7 par des implications de politiques économiques.

2. REVUE DE LA LITTÉRATURE SUR LA RELATION ENTRE LES TRANSFERTS DES MIGRANTS ET LES DEPENSES PUBLIQUES

Les études empiriques qui ont testé l'impact des transferts des migrants sur les dépenses publiques sont relativement rares et récentes. On peut néanmoins les classer en deux catégories : la première catégorie regroupe deux articles qui ont analysé l'impact des transferts spécifiquement sur les dépenses publiques d'éducation (Dustmann et Spedale, 2005 et Ziesemer, 2008) tandis que la deuxième catégorie regroupe deux articles ayant retenu comme variable dépendante, la consommation publique totale et qui ont véritablement analysé la relation, en liaison avec la globalisation (Kapur et Singer, 2006 ; Shahbaz et al., 2008).

Dustmann et Spedale (2006) testent l'impact des transferts des migrants sur deux échantillons, le premier composé uniquement de pays en développement et l'autre étant un échantillon mondial. En retenant comme méthodes d'estimation les moindres carrés ordinaires avec effets fixes ainsi que les moments généralisés (GMM-System) sur des données de panel, ils aboutissent à une relation non linéaire, en U-inversé, entre les transferts et les dépenses publiques d'éducation. La pente positive traduit un effet de demande de services publics d'éducation tandis que la pente négative traduit un relâchement de la contrainte financière qui pesait sur les ménages, ces derniers pouvant désormais faire le choix d'un financement privé de l'éducation de leurs enfants.

Ziesemer (2008) teste l'impact des transferts des migrants sur les dépenses publiques d'éducation sur un échantillon composé uniquement de pays en développement sur la période 1960-2005. L'auteur estime l'impact sur deux sous-échantillons, l'un composé de pays dont le revenu par tête est inférieur à 1200USD (les pays pauvres) et l'autre composé de pays dont le revenu par tête annuel est supérieur à 1200USD (les pays riches). La méthode d'estimation principalement retenue est la méthode des moments généralisés en panel dynamique (GMM-System). Il conclue qu'à long terme, les gouvernements des pays pauvres dépensent davantage en éducation quand les transferts affluent, contrairement au résultat dans l'échantillon de pays riches.

L'étude qui semble être directement en relation avec notre problématique est celle de Kapur et Singer (2006). Les auteurs testent explicitement l'hypothèse selon laquelle les gouvernements des pays en développement tendent à réduire leurs dépenses courantes

lorsque les populations reçoivent les transferts de l'étranger, autrement dit, que les transferts permettent à ces gouvernements de moins en moins intervenir. En retenant un échantillon composé de 114 pays en développement sur la période 1995-2002, ils testent l'impact des transferts rapportés au PIB sur le taux de consommation publique. La méthode d'estimation est les moindres carrés ordinaires. Ils concluent que les transferts affectent négativement et significativement les dépenses publiques ; en effet, le résultat est qu'une variation d'un écart standard du taux des transferts, conduit à une réduction de 1% du taux des dépenses publiques.

Shahbaz, Rehman et Hussain (2008) également, se sont récemment intéressés aux résultats empiriques de Kapur et Singer (2006) et proposent de conduire une estimation similaire portant sur le Pakistan, un récipiendaire non négligeable de transferts. En retenant la période 1971-2006, ils conduisent une analyse en séries temporelles débouchant sur une estimation d'un modèle à correction d'erreur entre les dépenses publiques et ses déterminants, dont les transferts des migrants. En contrôlant pour un ensemble de variables comme l'inflation, le ratio de dépendance, l'ouverture commerciale, le PIB par tête et les inégalités de revenu ainsi que le taux d'urbanisation, ils concluent que les transferts réduisent significativement à long terme les dépenses publiques.

Notre étude est dans la continuité des deux études précédentes, mais s'en distingue à plusieurs niveaux. Premièrement, nous pensons que la bonne façon de tester l'idée selon laquelle les transferts atténuent les effets de la globalisation et de la vulnérabilité structurelle sur les dépenses publiques est d'introduire dans un modèle linéaire de dépenses publiques un terme croisé des transferts avec l'indicateur d'exposition aux chocs, dont on s'attend à ce que le coefficient estimé soit négatif. En effet, l'introduction d'une variable multiplicative entre l'ouverture et les transferts permettrait de saisir dans quelle mesure l'effet marginal de l'ouverture et donc de l'exposition aux chocs, sur la consommation publique, décroît avec le niveau de transferts reçus. Nous saisissons ainsi grâce à cette spécification, un effet (non-linéaire) de l'ouverture, conditionné par le niveau de transferts des migrants reçus par chaque pays. Le coefficient de la variable interactive devrait ainsi être négatif pour illustrer l'idée selon laquelle, l'impact total de l'ouverture sur la consommation publique décroît avec le niveau de transferts.

Deuxièmement, bien que nous restreignons notre échantillon aux pays en développement également, nous retenons une période relativement plus longue pour tirer profit du maximum d'information contenue dans les données.

Troisièmement, nous aurons recours à des méthodes d'estimations en panel plus robustes (estimateur du *System-GMM*), permettant de contrôler pour l'hétérogénéité inobservée entre pays, pour de l'endogénéité des variables explicatives à l'instar des transferts des migrants ainsi que pour l'inertie de la variable dépendante.

3. UN MODELE THEORIQUE DE LA RELATION ENTRE LA GLOBALISATION, LES TRANSFERTS DES MIGRANTS ET LA CONSOMMATION PUBLIQUE

Le point de départ de notre travail est le modèle de Rodrik (1998). L'auteur propose un argument pour expliquer la corrélation positive entre l'ouverture sur l'extérieur et la consommation publique. Ainsi, les pays relativement plus ouverts tendent à avoir des dépenses publiques élevées parce que les gouvernements recourent à la consommation publique comme mécanisme d'assurance des populations contre les chocs récurrents liés à une ouverture sur l'extérieur importante. Nous prenons appui sur cette principale conclusion de Rodrik pour imaginer maintenant un monde avec des transferts des migrants qui tendent à jouer aussi ce rôle d'assurance. Nous augmentons ainsi le modèle de Rodrik de cette caractéristique particulière de la globalisation actuelle que sont les envois de fonds des migrants internationaux.

3.1. Ouverture sur l'extérieur et taille de l'Etat: cas d'une économie sans transferts des migrants

On considère une économie qui exporte une quantité fixe x d'un bien et qui produit également deux autres biens: un bien fourni par le secteur public et un bien similaire produit par le secteur privé. La dotation totale de l'économie en travail est normalisée à 1 avec λ la part employée dans le secteur public (l'administration) et $1 - \lambda$ celle employée dans le secteur privé. On appelle π le prix des exportations en termes de quantités importées (ce qui est équivalent aux termes de l'échange); π est une variable aléatoire de moyenne π_m et de variance σ^2 . On retient aussi que le bien exporté n'est pas consommé dans le pays et que

le bien importé n'est pas produit dans l'économie. Le solde commercial est donc en tout temps équilibré et l'économie importe la quantité πx .

Les importations sont des inputs intermédiaires qui augmentent la productivité dans le processus de production du bien privé domestique. La fonction de production du bien privé est supposée linéaire dans le travail et s'écrit:

$$f = \pi x(1 - \lambda) \quad (1)$$

Et l'offre du bien fourni par le secteur public est donnée par $h(\lambda)$ avec $h' > 0$ et $h'' < 0$.

Le gouvernement détermine la taille du secteur public avant la réalisation de π . Pour simplifier, les biens fournis par les secteurs public et privé sont des substituts dans la consommation.² Le problème du gouvernement est de choisir λ de façon à maximiser l'utilité d'un agent représentatif:

$$\max_{\lambda} V(\lambda) \equiv E[u(h(\lambda) + \pi x(1 - \lambda))] \quad (2)$$

avec $u(\bullet)$, la fonction d'utilité de l'agent représentatif. $u'(\bullet) > 0$ et $u''(\bullet) < 0$.

En effectuant un développement limité de Taylor de $V(\lambda)$ à l'ordre 2 et autour de π_m , on obtient l'approximation suivante:

$$V(\lambda) = u(h(\lambda) + \pi_m x(1 - \lambda)) + \frac{1}{2} u''(h(\lambda) + \pi_m x(1 - \lambda)) (1 - \lambda)^2 x^2 \sigma^2 \quad (3)$$

On observe que l'utilité espérée de l'agent décroît avec la variance des termes de l'échange pondérée par les exportations. La condition de premier ordre donne:

² Nous définissons la consommation des agents privés en termes de consommation des biens et des services. L'hypothèse selon laquelle les biens et services publics et privés sont des substituts dans la consommation de l'agent représentatif est plausible dans la mesure où les ménages par exemple, peuvent faire le choix de recourir au secteur privé dans les domaines de l'éducation, la santé et même les services de sécurité (gardiennage) ou d'énergie (Abdih et al., 2008).

$$\left[u'(\bullet) + \frac{1}{2} x^2 \sigma^2 (1 - \lambda)^2 u'''(\bullet) \right] (h'(\lambda) - \pi_m x) - \sigma^2 x^2 (1 - \lambda) u''(\bullet) = 0 \quad (4)$$

La condition suffisante pour que le terme entre crochets soit positif est que l'agent représentatif soit prudent dans la consommation ($u'''(\bullet) > 0$). Partant de $h'(\lambda) > 0$, on conclue que la taille optimale du secteur public λ augmente avec le risque lié à l'ouverture sur l'extérieur $x^2 \sigma^2$.

En effet, si l'on considère deux situations, l'une où le risque $R = \sigma^2 x^2$ est nul et l'autre où $R > 0$, on a les relations suivantes :

Cas 1 : $R = 0$ et $h'(\lambda_1) = \pi_m x$

Cas 2 : $R > 0$ et $h'(\lambda_2) = \pi_m x + \frac{\sigma^2 x^2 (1 - \lambda_2) u''(\bullet)}{u'(\bullet) + \frac{1}{2} \sigma^2 x^2 (1 - \lambda_2)^2 u'''(\bullet)}$

Ce qui conduit à l'égalité suivante : $h'(\lambda_2) = h'(\lambda_1) + \frac{\sigma^2 x^2 (1 - \lambda_2) u''(\bullet)}{u'(\bullet) + \frac{1}{2} \sigma^2 x^2 (1 - \lambda_2)^2 u'''(\bullet)}$

Sachant que $\frac{\sigma^2 x^2 (1 - \lambda_2) u''(\bullet)}{u'(\bullet) + \frac{1}{2} \sigma^2 x^2 (1 - \lambda_2)^2 u'''(\bullet)} < 0$ car $u''(\bullet) < 0$, on a l'inégalité suivante :

$$h'(\lambda_2) < h'(\lambda_1)$$

Et partant de la nature concave de la fonction h , on conclue que : $\lambda_2 > \lambda_1$. On constate bien que la taille du secteur public dans le cas où le risque lié à l'ouverture est élevé (λ_2) est plus grande que celle en situation d'absence de risque (λ_1).

3.2. Ouverture sur l'extérieur et taille de l'Etat: Cas d'une économie avec transferts des migrants

Nous prenons maintenant en compte le fait que l'agent représentatif puisse recevoir un transfert de fonds provenant de l'extérieur. Ainsi, en plus du revenu issu de la production, l'agent reçoit des transferts des migrants $r(\pi)$ qui sont contracycliques vis-à-vis des termes de l'échange avec $r'(\pi) < 0$ et $r''(\pi) > 0$.³ On réécrit la fonction d'utilité espérée de la manière suivante:

$$W(\lambda) \equiv E[u(h(\lambda) + \pi x(1 - \lambda) + r(\pi))] \quad (5)$$

En effectuant un développement limité de Taylor de $W(\lambda)$ à l'ordre 2 et autour de π_m , on obtient l'approximation suivante:

$$W(\lambda) = u(h(\lambda) + \pi_m x(1 - \lambda) + r(\pi_m)) + \frac{1}{2} \sigma^2 (x(1 - \lambda) + r'(\pi_m))^2 u''(h(\lambda) + \pi_m x(1 - \lambda) + r(\pi_m)) \quad (6)$$

On obtient toujours le résultat que la variance des termes de l'échange réduit l'utilité espérée de l'agent représentatif. Cependant, lorsqu'on compare l'expression (6) à (3), on observe que les transferts des migrants atténuent l'impact du risque lié à l'ouverture sur l'extérieur sur l'utilité de l'agent.⁴ La condition de premier ordre par rapport à λ donne:

$$\left[u'(\bullet) + \frac{1}{2} \sigma^2 (x(1 - \lambda) + r'(\pi_m))^2 u'''(\bullet) \right] (h'(\lambda) - \pi_m x) - \sigma^2 x (x(1 - \lambda) + r'(\pi_m)) u''(\bullet) = 0 \quad (7)$$

³ En effet, il semble plus plausible de penser que les transferts des migrants réagissent aux conséquences des termes de l'échange sur le revenu. Lorsqu'une dégradation des termes de l'échange engendre des pertes de revenu chez les agents privés, des transferts contracycliques sont alors observés. L'idée selon laquelle les transferts seraient contracycliques vis-à-vis des termes de l'échange n'est donc en réalité qu'une simplification dans le modèle théorique et représente en quelque sorte la forme réduite d'une relation structurelle entre les termes de l'échange, le revenu des agents privés et les transferts. Dans la section 4 de cet article, nous prenons en compte spécifiquement l'impact des variations exogènes des termes de l'échange sur le revenu pour apprécier la contracyclicité des transferts dans un échantillon large de pays en développement.

⁴ On rappelle que $r'(\pi) < 0$ et $r''(\pi) > 0$

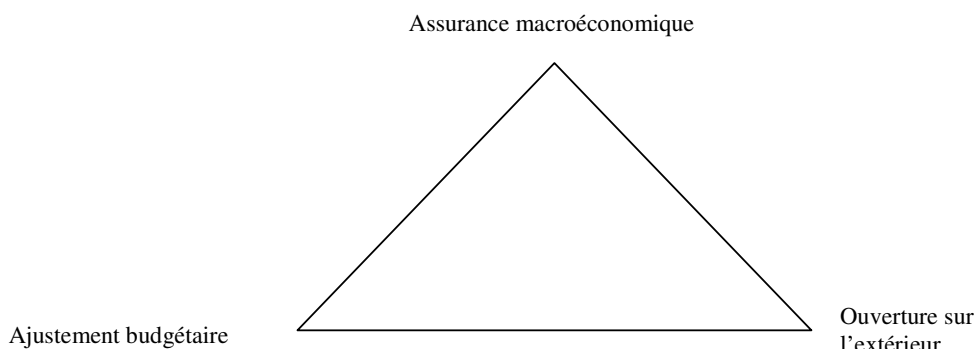
De l'équation (7) on tire l'égalité suivante qui correspond à la détermination de la taille du secteur public dans le cas où le risque est non nul et que les transferts sont contracycliques :

$$\text{Cas 3 : } R > 0, r > 0, \text{ et } h'(\lambda_3) = \pi_m x + \frac{\sigma^2 x(x(1-\lambda_3) + r'(\pi_m))u''(\bullet)}{u'(\bullet) + \frac{1}{2}\sigma^2(x(1-\lambda_3) + r'(\pi_m))^2 u'''(\bullet)}$$

Sachant que $r'(\pi_m) < 0$, on a effet : $h'(\lambda_3) > h'(\lambda_2)$.⁵ Ce qui donne finalement $\lambda_3 < \lambda_2$.

On aboutit au résultat suivant: la valeur optimale de la taille du secteur public est plus faible dans une économie ouverte avec transferts des migrants comparativement à la situation sans transferts des migrants. Il en résulte que l'impact des transferts sur la sensibilité de la taille du secteur public au risque lié à l'ouverture sur l'extérieur est donné par : $\lambda_3 - \lambda_2 < 0$.

Cette prédiction du modèle théorique est intéressante dans la mesure où elle met en exergue la capacité pour des pays en développement de pouvoir faire face au dilemme d'une stratégie d'ouverture sur l'extérieur et d'une politique d'ajustement budgétaire par le biais d'une réduction des dépenses publiques. Ce dilemme auquel font face les gouvernements de ces pays peut être résumé dans la représentation du triangle d'« incompatibilités » ci-après :



⁵ Cela provient du fait que $\frac{\sigma^2 x(x(1-\lambda) + r'(\pi_m))}{u'(\bullet) + \frac{1}{2}\sigma^2(x(1-\lambda) + r'(\pi_m))^2 u'''(\bullet)} < \frac{\sigma^2 x^2(1-\lambda)}{u'(\bullet) + \frac{1}{2}\sigma^2 x^2(1-\lambda)^2 u'''(\bullet)}$.

Chaque sommet du triangle renvoie à un objectif de politique économique que peut poursuivre un gouvernement. Il y en a trois : l'assurance macroéconomique (stabilisation), la réduction de la taille de l'Etat (ajustement budgétaire) et enfin, l'ouverture sur l'extérieur. Notre hypothèse est qu'il est extrêmement difficile pour les pays en développement de poursuivre simultanément ces trois objectifs. En effet, ils ne peuvent qu'en atteindre à chaque fois que deux, au détriment du troisième. Par exemple, un pays qui s'ouvre sur l'extérieur est exposé à des chocs externes qui accroissent les risques de volatilité. Si le gouvernement est par ailleurs soucieux de la stabilisation macroéconomique, il va augmenter les dépenses publiques en réaction aux chocs. Il vient que l'objectif de réduction du niveau des dépenses publiques est difficilement atteignable. Inversement, si le gouvernement a pour objectifs la stabilisation macroéconomique et des dépenses publiques encadrées, il ne peut faire le choix de s'ouvrir totalement sur l'extérieur. Enfin, les objectifs d'ouverture et d'ajustement budgétaire se feront au détriment de l'objectif de stabilisation de l'économie par le biais de dépenses publiques.

Lorsque qu'on considère la possibilité que les ménages puissent recevoir des transferts des migrants, le triangle d'« incompatibilités » précédent n'en est plus un. Les transferts des migrants jouent en quelque sorte le rôle de « stabilisateurs automatiques » des économies (Chami et al., 2009) et le Gouvernement peut plus facilement, poursuivre les deux autres objectifs.

4. LA CYCLICITE DES TRANSFERTS DES MIGRANTS

Nous proposons dans cette section, de mesurer la cyclicité des transferts des migrants sur la période 1970-2008. Comme nous l'avons souligné à l'introduction, les transferts des migrants peuvent constituer un mécanisme d'assurance privée pour les populations qui les reçoivent et un facteur de réduction du niveau de consommation publique dans les économies ouvertes s'ils sont relativement contracycliques.

La contracyclité des transferts des migrants a été mise en avant par plusieurs articles les uns analysant la corrélation entre les cycles des transferts des migrants et du PIB (Sayan, 2006; Gupta et al., 2009) et d'autres se basant sur le comportement des transferts des migrants lorsque les pays ou les ménages sont frappés par des chocs négatifs forts (Ratha,

2005; Ratha, 2006; Kapur et McHale, 2005; Yang et Choi, 2007; Halliday, 2006 ; Giuliano et Ruiz-Arranz, 2009 ; Gupta et al., 2009 ; Neagu et Schiff, 2009).

Des coefficients de cyclicité moyenne des transferts des migrants dans l'ensemble des pays en développement sont présents dans certains articles. Giuliano et Ruiz-Arranz (2009) examinent la corrélation entre les cycles des transferts et du PIB (les cycles étant obtenus par le filtre de Hodrick-Prescott) dans un échantillon large de pays en développement sur la période 1975-2002. Les auteurs concluent que les transferts des migrants sont procycliques dans deux tiers des pays de leur échantillon, ce qui suggère l'existence d'un motif d'investissement (recherche du profit par les migrants) dans la décision d'envoyer de l'argent.

Gupta et al. (2009) mettent en lumière une corrélation négative entre le cycle des transferts des migrants et le cycle du PIB en Afrique sub-saharienne sur la période 1996-2006 alors que les transferts des migrants exhibaient une forte procyclicité durant la période 1980-1995.

Neagu et Schiff (2009) s'intéressent également à la question de la cyclicité des transferts des migrants vis-à-vis du PIB dans chaque pays en développement. L'analyse statistique basée sur le calcul pour chaque pays d'un coefficient de corrélation entre le cycle des transferts et le cycle du PIB aboutit aux résultats selon lesquels les transferts des migrants sont procycliques dans 70% des 116 pays en développement analysés.

Sayan en 2006, est parmi les premiers auteurs à s'être intéressé à une analyse de la cyclicité des transferts des migrants dans différents pays. Il retient ainsi 12 pays en développement et émergents pour lesquels les données sur les transferts des migrants existent sur la période 1976-2003, pour calculer des coefficients de cyclicité des transferts des migrants définis comme la corrélation entre le cycle des transferts des migrants et le cycle du PIB dans chaque pays. Le cycle est mesuré en termes de la déviation de chaque série autour d'une tendance déterministe de forme polynomiale ou d'une tendance calculée à l'aide du filtre de Hodrick-Prescott. L'auteur aboutit aux résultats suivants : (i) lorsqu'on considère les transferts des migrants et le PIB du groupe des 12 pays, les transferts des migrants sont contracycliques vis-à-vis du PIB, (ii) mais lorsqu'on analyse les situations individuelles des différents pays, les transferts sont contracycliques dans certains pays (Inde et Bangladesh),

procycliques dans d'autres (Jordanie et Maroc) et acycliques dans le reste des pays (Algérie, Côte d'Ivoire, République Dominicaine, Jamaïque, Lesotho, Pakistan, Sénégal et Turquie).

Pour intéressantes qu'elles soient, les études précédemment présentées ont néanmoins quelques limites. Premièrement, ces différentes études ont généralement calculé pour chaque pays ou groupe de pays, un coefficient de corrélation entre le cycle de l'activité économique des pays receveurs et le cycle des transferts de migrants. Elles n'ont ainsi pas pris en compte l'existence d'une variabilité temporelle qui pourrait affecter la cyclicité des transferts des migrants dans le temps.⁶

Deuxièmement, les études publiées jusqu'à ce jour ont généralement calculé des coefficients de corrélation propres à chaque pays. Cependant, Forbes et Rigobon (2002) ont montré les limites des approches basées sur le calcul de coefficients de corrélation entre des séries de différentes unités d'observations affichant des niveaux de volatilité différents. La stratégie efficiente et robuste consisterait plutôt à calculer des coefficients de sensibilité des transferts au cycle de l'activité pour chaque pays à partir d'estimations économétriques.

Troisièmement, les articles précédents n'ont en réalité fondé leurs conclusions qu'à partir de simples analyses de relations de corrélation et pas de relations causales entre le cycle du PIB et celui des transferts. En effet, cette limite est particulièrement importante dans la mesure où la tendance générale à observer une plus grande procyclicité des transferts n'est peut être que le fait d'un problème d'endogenité du cycle PIB. Plus précisément, l'estimation d'un coefficient de corrélation positif peut être tout simplement le reflet d'une causalité inverse positive entre les transferts et l'activité économique des pays receveurs. Cela est d'autant plus plausible que des articles récents ont montré un impact positif des transferts des migrants sur la croissance économique (Pradhan et al., 2008 ; Giuliano et Ruiz-Arranz, 2009 ; Catrinescu et al., 2009 ; Lee et al., 2009). Une stratégie plus rigoureuse consisterait

⁶ On peut en effet envisager que la cyclicité des transferts des migrants ne soit pas un phénomène immuable et qu'elle puisse varier dans le temps dans chaque pays. Elle peut par exemple varier dans un pays lorsqu'il y a une correspondance entre le cycle de ce pays et le cycle du PIB des principaux pays d'accueil des migrants pour une année et pas pour une autre. Elle peut également être différente entre les premières années et les années plus récentes, si la situation dans le pays d'origine fait que, les transferts des migrants n'ont plus pour objectif le financement de la consommation des proches, mais un motif d'investissement. On observerait alors une transition dans la cyclicité des transferts des migrants allant de la contracyclicité initiale vers une plus grande procyclicité en fin période.

ainsi à instrumenter le cycle du PIB dans une équation expliquant le cycle des transferts des migrants.

La stratégie empirique que nous retenons dans cet article permet simultanément de pallier les limites des études antérieures. Plus spécifiquement il s'agit de déterminer la nature de la cyclicité des transferts des migrants vis-à-vis du PIB dans:

- chaque pays en développement pour lesquels des données relativement longues sont disponibles et consécutives
- une approche semi-paramétrique permettant de calculer des coefficients de cyclicité des transferts qui puissent varier dans le temps et dans chaque pays
- une approche qui tient compte et corrige pour l'endogénéité potentielle du PIB dans l'équation économétrique.

Nous nous inspirons des études sur la mesure de la cyclicité de la politique budgétaire dans les pays en développement pour spécifier l'équation de cyclicité des transferts des migrants (Thornton, 2008; Ilzetzki et Vegh, 2008). Nous mesurons la cyclicité en régressant le différentiel du logarithme naturel des transferts des migrants sur le différentiel du logarithme naturel du PIB réel et sur un trend linéaire.⁷ L'équation prend la forme générale suivante :

$$\Delta \log(r_{i,t}) = a_{1i,t} \Delta \log(y_{i,t}) + a_{2i,t} t_t + a_{3i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

où r , y et t représentent respectivement les transferts des migrants reçus par un pays, le PIB et le trend linéaire. Δ est l'opérateur de différences premières, i et t représentent respectivement les indices pays et années. $a_{3i,t}$ mesure le terme constant qui ici, est spécifique à chaque pays et à chaque année. Le coefficient qui nous intéresse particulièrement dans cette équation est le coefficient $a_{1i,t}$ qui mesure la cyclicité des transferts des migrants par rapport au PIB. Il est indicé i,t tout comme la constante $a_{3i,t}$, pour mettre en évidence le fait qu'ils varient chaque année et dans chaque pays. Les transferts des migrants sont considérées comme procycliques lorsque $a_{1i,t} > 0$ et contracycliques lorsque $a_{1i,t} < 0$.

⁷ Les transferts des migrants sont évalués en terme réel en déflétant la série des transferts dans chaque pays, par le déflateur du PIB américain. Cette démarche a été précédemment adoptée par Sayan (2006).

La stratégie d'identification de $\hat{a}_{i,t}$ s'appuie sur des estimations réalisées par la méthode des doubles moindres carrés. Plus précisément, pour chaque pays et à chaque année, le cycle du PIB est instrumenté par trois variables : le cycle du PIB retardée de deux années, le taux d'investissement domestique retardé d'une année et le taux de croissance des termes de l'échange.

Plusieurs arguments militent en faveur du choix de ces variables comme des restrictions d'exclusion pertinentes. Premièrement, il est plausible que la conjoncture d'il y a deux ans ainsi que le niveau d'investissement antérieur soient des bons prédicteurs de la conjoncture actuelle et ne soient pas directement reliés aux transferts des migrants autre que via leurs impacts sur le cycle actuel de l'activité économique.

Deuxièmement, nous faisons l'hypothèse que la variation des termes de l'échange ne détermine le volume des transferts reçus que via l'impact qu'ils ont sur le revenu agrégé (le PIB).⁸ De plus, nous restons proches du modèle théorique spécifié dans cet article dans la mesure où instrumenter le cycle du PIB par la variation des termes de l'échange dans l'équation des transferts, revient à saisir uniquement l'impact des variations exogènes du PIB provenant de la dynamique positive ou négative des termes de l'échange. La forme réduite du modèle avec variables instrumentales met en relation ainsi les transferts avec les deux précédentes variables instrumentales y compris la variation des termes de l'échange. Ce qui correspond aux hypothèses du modèle théorique.⁹

La grande difficulté consiste à pouvoir estimer pour chaque pays, des coefficients de régression spécifiques à chaque année. Plusieurs méthodes sont envisageables et dans le cadre de cet article, nous en retenons principalement deux : la méthode des régressions

⁸ La relation positive entre une variation positive des termes de l'échange et la croissance économique est bien ancrée dans la littérature. Une amélioration des termes de l'échange (le prix des exportations rapporté au prix des importations) favorise l'expansion du secteur exportateur, augmente les profits et encourage la production domestique. Il en résulte ainsi une plus forte croissance économique (Mendoza, 1997 ; Bleaney et Greenaway, 2001 et Aghion et al., 2009).

⁹ Dans le modèle théorique de la section 3, nous avons fait l'hypothèse selon laquelle les transferts étaient contracycliques vis-à-vis des termes de l'échange. Autrement dit, que les transferts affluent lorsque les termes de l'échange se dégradent et se contractent lorsque ceux-ci s'améliorent (motif d'assurance). En réalité, les transferts réagissent plus à l'effet des termes de l'échange sur le revenu domestique, que directement aux termes de l'échange. Cette hypothèse du modèle théorique est simplement une simplification d'une relation en deux temps. (1) un choc négatif des termes de l'échange peut engendrer une baisse de l'activité domestique, (2) la baisse de l'activité domestique induit un afflux de transferts motivés par l'altruisme des migrants. Ainsi, l'hypothèse retenue dans le modèle théorique est simplement une formulation de la forme réduite du modèle empirique à variables instrumentales.

successives sur des fenêtres de 10 ans (10-years Rolling Window Regressions, 10YRW) et la méthode des moindres carrés ordinaires avec pondération locale et normale (Local Gaussian-weighted ordinary least squares, LGWOLS).¹⁰

4.1. La méthode des régressions successives (10 years rolling windows)

On réécrit l'équation (9) de la manière suivante :

$$\Delta \log(r_{i,\tau}) = a_{1it} \Delta \log(y_{i,\tau}) + a_{2it} t_\tau + a_{3it} + \varepsilon_{i,\tau} \quad (9)$$

pour chaque $\tau \in (t-5, t+4)$

Ainsi, on utilise pour chaque pays i , des fenêtres de 10 ans pour estimer la cyclicité des transferts des migrants à chaque année centrale de la plage. Cependant, pour intéressante qu'elle soit, cette méthode souffre néanmoins de l'inconvénient lié au fait qu'on perd pour chaque pays, les cinq premières et les quatre dernières années. Par ailleurs, le fait qu'on estime un coefficient pour chaque pays à chaque année en retirant une observation et en ajoutant une autre, entraîne que le coefficient de cyclicité a_{1it} va beaucoup varier lorsque la nouvelle observation est fortement différente de celle qu'on retire. Cela a pour conséquences, une cyclicité affectée par des changements transitoires. Les changements dans la série de coefficients ne proviendront donc pas forcément des changements dans le voisinage immédiat à la date t , mais des changements intervenus dans les observations antérieures de 5 ans ou postérieures de 4 ans. Pour remédier à ces limites méthodologiques, nous recourons à une deuxième technique économétrique plus flexible.

4.2. La méthode LGWOLS

Cette méthode est relativement similaire à celle des 10YRW. Mais, au lieu de d'estimer à chaque fois la cyclicité sur une plage de données sur 10 ans, nous prenons en compte dans les régressions, la totalité de la profondeur temporelle pour chaque pays et les observations

¹⁰ Une stratégie d'estimation des coefficients de cyclicité par la méthode des variables instrumentales est couplée à l'une et l'autre des méthodologies (LGWOLS et 10YR) pour l'identification de l'impact du cycle du PIB sur le cycle des transferts. Les instruments ont été discutés précédemment dans le texte.

sont pondérées par un facteur Gaussien centré à la date t . Les régressions sont une fois de plus, réalisées pour chaque pays et à chaque année. Nous récrivons le problème de la manière suivante :

$$\Delta \log(r_{i,\tau}) = a_{1it} \Delta \log(y_{i,\tau}) + a_{2it} t_\tau + a_{3it} + \varepsilon_{i,\tau} \quad (10)$$

$$\text{où } \varepsilon_{i,\tau} \sim N\left(0, \frac{\sigma^2}{w_t(\tau)}\right) \text{ avec } w_t(\tau) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{(\tau-t)^2}{2\sigma^2}\right)$$

Contrairement à la méthode précédente, toutes les observations pour chaque pays sont utilisées et les changements dans les coefficients estimés sont effectivement dus à des changements dans les observations voisines de la date t étant entendu que les données au voisinage de la date t se voient attribuer le poids le plus important.¹¹

4.3. Evolution de la contracyclité des transferts des migrants depuis 1970

Le Graphique 1 et le Tableau 1 présentent l'évolution de la contracyclité des transferts des migrants dans les pays en développement (PED). Nous avons retenu dans le calcul des coefficients, tous les pays en développement qui disposent d'au moins 10 observations consécutives sur les transferts des migrants sur la période 1970-2008. Nous avons calculé pour chaque année, le nombre de pays pour lesquels la contracyclité des transferts des migrants a été observée et rapporté cette valeur au nombre total de pays pour lesquels nous avons pu calculer une mesure de la cyclicité.

Les résultats des estimations des séries de la cyclicité des transferts des migrants par les deux méthodes retenues sont présentés d'une part en termes d'évolution du pourcentage de pays en développement dans lesquels les transferts des migrants sont contracycliques

¹¹ Dans la pratique, nous retenons à l'instar de Aghion et Marinescu (2008), que $\sigma = 5$. Ce choix est effectué pour obtenir un lissage suffisant des coefficients estimés.

(Graphique 1) et d'autre part, l'évolution de ce pourcentage selon les différentes régions (Tableau 1).

a) Une relative contracyclicité des transferts des migrants

Il résulte de l'observation du Graphique 1 que les transferts des migrants alternent selon les années contracyclicité et procyclicité. On observe par exemple que le pourcentage de pays pour lesquels les transferts apparaissent contracycliques est supérieur à 50% à la fin des années 70, au milieu des années 1990 et entre 2004 et 2006 lorsqu'on interprète les résultats obtenus par la méthode LGWOLS. En moyenne, on est autour de 45% des pays en développement dans lesquels les transferts sont contracycliques sur la période 1970-2008. Par ailleurs, on observe une tendance similaire avec la méthode 10YR.

Nos résultats indiquent que les transferts sont beaucoup plus contracycliques, comparativement aux résultats des études antérieures. Ceci peut s'expliquer en partie par la supériorité statistique des techniques économétriques employées dans notre analyse. Nous avons dépassé le simple cadre d'analyses de corrélation et préféré une analyse causale et dynamique de la relation entre le PIB et les transferts.

Graphique 1.

Le résultat selon lequel les transferts des migrants sont en moyenne devenus plus contracycliques que procycloques durant les années 1990 et 2000 est révélateur de leur capacité à être effectivement un mécanisme d'assurance privée pour les ménages. Ce résultat est par exemple compatible avec celui décelé par Gupta et al. (2009) pour qui, les transferts des migrants sont contracycliques en moyenne sur la période 1996-2006 dans la région de l'Afrique subsaharienne.

Ce qui est par ailleurs important de retenir c'est que d'une part, la cyclicité des transferts est un phénomène dynamique et non immuable. D'autre part, l'existence de transferts procycloques est également un résultat non négligeable et important à souligner. Comme le remarquent Sayan (2006) et Giuliano et Ruiz-Arranz (2009), la cyclicité des transferts est révélatrice de deux motifs qui dirigent ces flux. D'une part, des transferts procycloques mettent en exergue le motif d'investissement et de recherche de profit qui accompagne ces flux. Les migrants réagissant effectivement pour saisir des opportunités d'investissement et des niveaux de rentabilité importants qui sont observés quand la conjoncture dans leur pays

d'origine est bonne. Cependant, cette procyclicité peut avoir des effets pervers lorsque les transferts amplifient le cycle, et se contractent dès que la conjoncture se dégrade, amplifiant ainsi le coût des récessions. D'autre part, des transferts contracycliques sont plutôt motivés par l'altruisme des migrants qui réagissent à la détérioration des revenus et des conditions de vie de leurs proches. Ce type de transferts constitue ainsi une forme d'assurance privée dont bénéficient les ménages.

L'hypothèse de cet article est que les transferts des migrants, en jouant un rôle d'assurance, protègent les populations des économies ouvertes contre des chocs auxquels elles font face, ce qui réduit ainsi le rôle d'assureur en dernier ressort des autorités publiques. En réalité, ce rôle d'assurance devrait ainsi se traduire et être renforcé par des transferts contracycliques. Il semble ainsi intéressant de vérifier que l'exposition des économies aux chocs extérieurs – mesurée par leur degré d'ouverture commerciale – accroît (réduit) la contracyclicité (la procyclicité) des transferts des migrants. Autrement dit, l'on devrait s'attendre à observer des transferts contracycliques dans les pays en développement caractérisés par des taux d'ouverture extérieure élevés.

b) De l'hétérogénéité de la contracyclicité des transferts des migrants dans les pays en développement durant la période 1990-2008

L'évolution dans le temps de la cyclicité des transferts fait ressortir l'existence d'une hétérogénéité entre les régions. La comparaison de l'évolution de la contracyclicité des transferts des migrants entre les différentes régions est présentée dans le Tableau 1. Dans le tableau sont affichés les pourcentages à l'intérieur de chaque région, des pays pour lesquels les transferts des migrants sont contracycliques. On constate que la contracyclicité des transferts des migrants sur la période 1990-2008 est particulièrement marquée pour les régions Afrique sub-saharienne, Asie centrale et orientale et dans une moindre mesure, la région Amérique latine.

Tableau 1.

c) L'ouverture sur l'extérieur, un déterminant majeur de la contracyclicité des transferts des migrants

Cette section analyse le rôle de l'ouverture sur l'extérieur sur la contracyclicité des transferts des migrants. A notre connaissance, il s'agit de la première étude examinant les déterminants de la cyclicité des transferts des migrants. Nous testons l'hypothèse selon laquelle les transferts des migrants sont en moyenne fortement contracycliques dans les pays en développement affichant des niveaux d'ouverture extérieure importants. Pour cela, nous estimons le modèle économétrique suivant :

$$\widehat{a}_{i,t} = X'_{i,t} \beta + \theta Ouv_{i,t} + u_i + \varepsilon_{i,t} \quad (11)$$

où $\widehat{a}_{i,t}$ est l'indicateur de cyclicité calculé précédemment à l'aide des méthodes LGWOLS et 10YR en variables instrumentales. X' et Ouv sont respectivement le vecteur des variables de contrôle et l'indicateur d'ouverture commerciale (exportations plus importations de biens et services en pourcentage du PIB). Parmi les variables de contrôle, on introduit : le niveau de développement (mesuré par le logarithme naturel du PIB par tête), le niveau de développement financier, des variables de dépendance démographique et le taux d'investissement public.¹² u_i renvoie aux effets fixes pays introduits pour contrôler pour l'hétérogénéité inobservée invariante dans le temps. Le modèle est estimé sur des données annuelles couvrant la période 1970-2008. Toutes les variables explicatives du modèle sont mesurées en logarithme naturel et les statistiques descriptives ainsi que la liste des pays retenus sont présentées dans le Tableau 2. L'hypothèse testée est : $\theta < 0$.

¹² Le niveau de développement devrait être négativement corrélé à la procyclicité des transferts si l'on suppose que les transferts seraient davantage contracycliques dans les pays les plus pauvres (ceci est d'ailleurs conforté par le résultat d'une plus forte contracyclicité des transferts en Afrique sub-saharienne observée dans le Tableau 1). Le niveau de développement financier est introduit pour capter l'idée d'une complémentarité ou d'une substitution entre les transferts et le système financier. Par exemple, lorsque le système financier local est peu développé, on peut s'attendre à ce que les transferts se substituent à celui-ci pour aider les populations à financer l'investissement. Il pourrait donc en résulter une relation négative entre le niveau de développement financier et la procyclicité des transferts (Giuliano et Ruiz-Arranz, 2009). Cependant, les transferts peuvent être d'autant plus procycliques que le système financier est développé et est donc en mesure de recueillir la masse de fonds qui arrive pour être redirigée vers de l'investissement. Les variables démographiques (pourcentage de la population âgée de moins de 14 ans et de plus de 65 ans) devraient être négativement corrélées à la procyclicité des transferts car il semble plausible que les migrants seront d'autant plus altruistes (les transferts seront donc contracycliques) que leurs proches ne sont pas sur le marché du travail. Finalement, l'investissement public est introduit pour capter un effet de complémentarité entre l'investissement public et les transferts procycliques (financement de l'investissement privé). Le niveau de développement financier est mesuré par le rapport de la monnaie et de la quasi-monnaie (M2) sur le PIB.

Tableau 2.

Les résultats des estimations sont présentés dans les Tableaux 3 et 4. On note que quel que soit l'indicateur de procyclicité retenu et les variables de contrôles introduites, l'impact de l'ouverture est statistiquement significatif et négatif dans toutes les spécifications. Ainsi, l'hypothèse selon laquelle un fort degré d'ouverture sur l'extérieur des pays en développement est associé à une réception de transferts des migrants contracycliques n'est pas rejetée par les données.

Tableaux 3 et 4.

Ce résultat vient en partie conforter nos attentes dans la mesure où nous postulons que la réception des transferts dans les économies ouvertes réduit le rôle d'assurance joué par les gouvernements. L'ouverture, en impliquant des transferts relativement plus contracycliques n'aurait donc plus un effet important sur la taille des gouvernements des pays recevant des transferts. Nous testons cette hypothèse dans la section 5 à l'aide d'un modèle économétrique de la consommation publique.

5. STRATEGIE ECONOMETRIQUE

Nous proposons dans cette section un modèle économétrique de la relation entre les transferts des migrants et les dépenses publiques dans les économies ouvertes. Une fois le modèle économétrique présenté, les résultats des régressions par la méthode du *System-GMM* sont discutés.

5.1. Le modèle économétrique

Pour mettre en évidence l'hypothèse selon laquelle l'impact marginal de l'ouverture commerciale sur les dépenses publiques décroît avec le niveau de transferts des migrants reçus, on attend ainsi un signe négatif du coefficient des transferts des migrants croisés avec le degré d'ouverture des économies dans l'équation des dépenses publiques.

Notre modèle est complété par une série de variables de contrôle habituellement introduites dans les modèles de dépenses publiques, à savoir la valeur retardée du taux des dépenses publiques, le niveau de revenu par tête conformément à l'hypothèse théorique que la taille de l'Etat est un bien normal (Loi de Wagner), le degré d'ouverture conformément à la thèse de Rodrik (1998), deux variables démographiques à savoir le taux de dépendance et le taux

d'urbanisation. Le taux de dépendance qui est mesuré comme la part des inactifs dans la population totale, devrait agir positivement sur les dépenses publiques. Le niveau de l'inflation peut être à la fois une cause de la taille de l'Etat, mais aussi, une conséquence du fait d'un financement inflationniste du déficit public à travers le seignuriage. L'inflation peut également influencer les dépenses publiques via son effet sur les recettes fiscales. Conformément à l'effet Keynes-Olivera-Tanzi, les impôts étant collectés avec retard, l'inflation non seulement érode la base fiscale, mais aussi réduit la valeur réelle des impôts collectés.

L'équation des dépenses publiques prend la forme suivante :

$$g_{i,t} = \rho g_{i,t-1} + X'_{i,t} \beta + \theta_1 r_{i,t} + \theta_2 ouv_{i,t} + \theta_3 (ouv_{i,t} \times r_{i,t}) + \alpha_i + \eta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (12)$$

où g représente le taux de consommation publique, X est le vecteur des variables de contrôle (PIB par tête, ratio de dépendance démographique, taux d'urbanisation, taux d'inflation et taille de la population), ouv est l'ouverture commerciale, r les transferts des migrants, α_i et η_t sont respectivement l'effet fixe pays et temporel, ε_{it} est le terme d'erreur idiosyncratique, i et t sont les indices pays et période. Toutes les variables du modèle à l'exception des muettes pays et période, sont exprimées en logarithme naturel.

A partir de l'équation (12), on devrait pouvoir évaluer dans quelles proportions les transferts atténuent l'impact de l'ouverture sur les dépenses publiques et partant, contribuent à réduire le rôle de l'Etat comme assureur en dernier ressort. Deux coefficients retiendront particulièrement notre attention, le coefficient θ_2 et le coefficient θ_3 . Plus spécifiquement, on s'attend à ce que $\hat{\theta}_2 > 0$ et $\hat{\theta}_3 < 0$. Autrement dit, l'impact total de l'ouverture commerciale sur la consommation publique ($\theta_2 + \theta_3 r_{it}$) devrait être d'autant plus négatif que les transferts reçus sont élevés.

5.2. L'échantillon et les variables

Notre échantillon est composé d'au maximum 67 pays.¹³ L'analyse couvre la période 1970-2008, laquelle est subdivisée en huit sous-périodes. Toutes nos variables sont des moyennes quinquennales pour chacune des sous-périodes.

Notre principale variable d'intérêt, les transferts des migrants reçus par un pays pendant une année donnée, provient de la base de données de la Banque mondiale (World Development Indicators WDI, 2009). La variable intègre les envois de fonds par des individus installés dans un pays d'accueil depuis plus d'un an, ainsi que le revenu de personnes vivant dans un pays étranger sur une période inférieure à une année. Cette base de données fournit des informations pour un grand nombre de pays et sur une période longue. Nous avons utilisé dans les régressions, deux mesures alternatives des transferts des migrants : les transferts des migrants reçus par un pays et rapportés à la population totale ainsi que les transferts en pourcentage du PIB.

L'ouverture sur l'extérieur est approximée par le taux d'ouverture commerciale mesurée comme le rapport en pourcentage des exportations et des importations sur le PIB. Les données sont extraites de la base de données Penn World Table 6.3.

La variable dépendante dans les régressions est la consommation publique rapportée au PIB dont les données sont également extraites de Penn World Table 6.3. Deux principales raisons ont guidé notre choix pour cette variable au lieu d'une mesure plus détaillée des dépenses publiques par catégories. Tout d'abord, la plupart des pays en développement n'ont pas toujours la capacité administrative de mettre sur pieds des systèmes efficaces de sécurité sociale et d'assistance aux personnes vulnérables. En conséquence, les gouvernements des pays en développement atténuent les risques qui peuvent frapper leurs populations en accroissant par exemple l'emploi public, les travaux publics ainsi que les commandes de biens et services. Ces activités sont captées par la consommation publique totale. Ensuite, cette variable est généralement utilisée dans les études sur les déterminants de la taille des Etats et a l'intérêt d'être disponible sur une longue période pour les pays en développement.

¹³ Nous conservons à l'identique, l'échantillon de pays utilisé dans la section précédente relative au calcul de la cyclicité des transferts. Il s'agit des pays en développement pour lesquels au moins 10 observations consécutives sur les transferts des migrants et le PIB ont été observées.

Les données sur le taux d'urbanisation, la population totale, le ratio de dépendance et l'inflation proviennent toutes de la base de données WDI (2009).¹⁴

5.3. Méthode d'estimation

Un problème d'identification peut survenir si une ou plusieurs variables explicatives du modèle des dépenses publiques, sont corrélées au terme d'erreur du modèle structurel. Pour prévenir ce problème, nous estimons l'équation de dépenses publiques ainsi que sa transformation en différences premières comme un système d'équations, en faisant recours à la méthode des moments généralisés en panel dynamique (*System-GMM*).

L'estimateur du *System GMM* permet non seulement de prendre en compte l'hétérogénéité des pays, mais aussi de traiter le problème d'endogénéité des variables qui peut se poser dans notre relation entre les transferts des migrants et les dépenses publiques.¹⁵ Il est particulièrement recommandé, lorsqu'on estime des modèles dynamiques autorégressifs sur données de panel avec prise en compte de l'hétérogénéité inobservée entre individus. Cet estimateur consiste à combiner pour chaque période l'équation en différence première avec celle en niveau. Dans l'équation en différences premières, les variables sont instrumentées par leurs valeurs en niveau retardées d'au moins une période. En revanche, dans l'équation en niveau, les variables sont instrumentées par leurs différences premières. Le système d'équations ainsi obtenu est estimé simultanément, à l'aide la méthode des moments généralisés. Blundell et Bond (1998) ont testé cette méthode à l'aide de simulations Monte Carlo et ont trouvé que l'estimateur des *System GMM* est plus efficace que celui des *GMM* en différence (Arellano et Bond, 1991) qui n'exploite que les conditions de moments de l'équation en différences en premières.

¹⁴ Le taux d'inflation en logarithme est obtenu en appliquant le logarithme naturel à la série d'inflation augmentée de la constante 100 de façon à n'obtenir avant la transformation logarithmique, que des séries positives.

¹⁵ Si les dépenses publiques sont faibles en volume et en qualité, alors peut s'attendre à ce que les transferts soient d'autant plus abondants que l'Etat joue peu son rôle. Cela a donc pour conséquence d'affecter l'exogénéité des transferts dans notre équation. De plus, la variable d'ouverture commerciale en interaction avec les transferts des migrants est également soupçonnée d'endogénéité par construction.

Dans cet article, l'estimateur des GMM en deux étapes avec correction de Windmeijer (2005) est utilisé.¹⁶ Pour tester la validité des variables retardées comme instruments, Arellano et Bond (1991), Arellano et Bover (1995), et Blundell et Bond (1998) suggèrent le test de sur-identification de Sargan/Hansen et le test d'autocorrélation de second ordre des résidus en différences premières.

Dans les estimations économétriques, les variables supposées exogènes sont : le ratio de dépendance démographique, la taille de la population, le taux d'urbanisation et les muettes temporelles. Toutes les autres variables explicatives du modèle sont supposées prédéterminées et instrumentées par leurs retards d'au plus cinq périodes. La limitation du nombre de retard ainsi que du nombre de variables à instrumenter permet de réduire le risque de « over-fit » qui conduit nécessairement à des estimations biaisées des paramètres (Roodman, 2009b).

5.4. Résultats des estimations

Les résultats des estimations du modèle (14) sont présentés dans les Tableaux 5 et 6. Le modèle est d'abord estimé en utilisant les transferts par habitants (Tableau 5) puis le ratio des transferts en pourcentage du PIB (Tableau 6). Dans tous ces modèles, les tests de diagnostic associés à l'estimateur du *System-GMM* ont été généralement concluants. En effet, les tests d'autocorrélation du second ordre des résidus du modèle en différences premières ainsi que les tests de suridentification de Hansen ont validé la procédure d'estimation.¹⁷ De plus, on remarque la forte significativité du terme autorégressif (le taux de consommation publique retardé d'une période), ce qui conforte notre choix pour l'estimation d'un modèle de panel dynamique.

Dans le Tableau 5, nous avons estimé l'impact de l'ouverture conditionné par le niveau des transferts en contrôlant tour à tour pour les autres déterminants de la consommation publique. On remarque que quelles que soient les spécifications, l'ouverture commerciale est

¹⁶ Windmeijer (2005) a montré que les écarts-types des paramètres obtenus à partir d'une estimation GMM en deux étapes sur panel dynamique sont biaisés dans le cas d'échantillons finis. Ces écarts-types doivent ainsi être corrigés en conséquence. Par ailleurs, la méthode en deux étapes avec la correction de Windmeijer est plus efficiente que la méthode en une étape dans le cas spécifique des estimations en *System-GMM*.

¹⁷ Dans chaque tableau, ont été également présentés le nombre d'instruments utilisés pour l'estimation des paramètres dans chaque spécification.

toujours positivement et statistiquement associée à la consommation publique conformément aux travaux antérieurs de Rodrik (1998). Etant donné que toutes les variables de l'équation sont exprimées en logarithme naturel, les coefficients estimés s'interprètent comme des élasticités. Ainsi, dans une situation où le niveau de transferts est nul, l'impact de l'ouverture sur la consommation publique se réduit au coefficient de la variable additive. En termes d'impact, le coefficient est compris entre 0.1 et 0.2. Ainsi, sur la base des résultats du modèle complet (colonne 6), une augmentation de 10% de l'ouverture commerciale est associée à une augmentation de 1% du taux de consommation publique.¹⁸

Cependant, l'interaction de l'ouverture avec le logarithme des transferts par habitant est négativement associée aux dépenses publiques. Ce résultat vient confirmer l'hypothèse théorique défendue dans cet article. Par ailleurs, ce résultat semble robuste à l'inclusion des différentes variables de contrôle (colonnes 2 à 6).

Par ailleurs, à l'exception de la colonne 3, les deux coefficients des variables associant l'ouverture commerciale sont conjointement significatifs comme l'indiquent les probabilités des tests d'hypothèse présentées dans le Tableau. La faible valeur des probabilités du test de significativité conjointe des coefficients de l'ouverture commerciale et de l'ouverture en interaction avec les transferts permet de ne pas rejeter l'existence d'une relation non linéaire entre l'ouverture et la consommation publique.

Tableau 5.

L'autre résultat qui ressort des estimations du Tableau 5 est celui d'un impact positif des transferts des migrants introduits de manière additive. Il semble ainsi que les transferts des migrants tendent à augmenter le poids des dépenses publiques en situation d'autarcie (ouverture commerciale nulle) comparativement à la situation d'ouverture sur l'extérieur. Sur la base des coefficients estimés des variables d'ouverture introduites de manière additive et multiplicatives, le niveau de transferts par habitant qui permet de neutraliser totalement l'impact de l'ouverture a été également calculé pour chaque spécification.¹⁹ Il en ressort qu'il faudrait qu'un pays reçoive en moyenne, 20\$US par habitant par an pour que

¹⁸ Ces résultats sont en effet relativement proches de ceux de Rodrik (1998), qui a estimé une élasticité de la consommation publique par rapport à l'ouverture sur données transversales autour de 0.2.

¹⁹ On aboutit à une valeur du niveau des transferts en \$US à partir de la formule suivante : $\bar{r} = \exp\left(\frac{-\theta_2}{\theta_3}\right)$.

l'ouverture n'engendre plus d'augmentation de la consommation publique. Cela concerne en moyenne, autour de 60% de notre échantillon (une quarantaine de pays en développement).

Sur la base des paramètres estimés dans la colonne (6), quelques simulations peuvent être réalisées. Lorsque les transferts des migrants sont nuls, l'impact de l'ouverture commerciale sur la consommation publique peut également être obtenu à partir du calcul suivant. La médiane du taux de consommation publique et de l'ouverture commerciale est respectivement 16% et 59%. Un pays qui voit son niveau d'ouverture passer à 80% (une augmentation de 35% par rapport à la médiane) devrait observer une augmentation du taux de consommation publique de 0.5 point de pourcentage du PIB – $(0.101 \times 0.35 \times 0.16) \times 100$ – soit un accroissement de 16% à 16.5% du taux de consommation publique. Cependant, si ce pays reçoit un niveau de transferts par habitant équivalent à la médiane de l'échantillon (12\$US) dont le logarithme s'établit à 2.5, il devrait sous ces mêmes conditions observer une variation du taux de consommation publique de 0.17 point de pourcentage du PIB – $[(0.101 \times 0.35) - (0.028 \times 0.35 \times 2.5)] \times 0.16 \times 100$ – soit un accroissement de 16% à 16.17%. Une augmentation qui est donc bien inférieure à la situation sans transferts dans laquelle on passait de 16 à 16.5%. Il en résulte que l'économie de consommation publique réalisée grâce aux transferts des migrants est de 0.33 point de pourcentage du PIB.²⁰

A titre de robustesse, nous remplaçons les transferts des migrants par habitant par le logarithme du ratio des transferts en pourcentage du PIB. Les résultats obtenus sont présentés dans le Tableau 6. Comme précédemment, nous incluons tour à tour des variables de contrôle afin de tester la stabilité de l'estimation de l'impact de l'ouverture et des transferts sur la consommation publiques (colonnes 1 à 4). La colonne 5 intègre de manière simultanée toutes les variables explicatives du modèle. On note d'une part que les tests de diagnostic associés à la spécification en *System-GMM* donnent des résultats statistiquement satisfaisants en ce qui concerne les tests d'autocorrélation du second ordre des résidus en différences ainsi que les tests de suridentification de Hansen.

L'impact de l'ouverture commerciale sur la consommation publique reste significatif et positif. De plus, la variable multiplicative de l'ouverture en interaction avec les transferts des migrants est négativement corrélée à la consommation publique conformément à notre hypothèse et ce, quelle que soit la spécification. Par ailleurs, les tests de significativité

²⁰ Cette valeur correspond à l'écart $\lambda_2 - \lambda_3$ discuté dans le modèle théorique en section 3.

conjointe des coefficients additifs et multiplicatifs ne permettent pas de rejeter l'existence d'une relation non linéaire entre l'ouverture et la consommation publique évoluant en fonction du ratio des transferts reçus. Sur la base des estimations des différents paramètres du modèle, il est intéressant de noter que le ratio des transferts qui permet de neutraliser l'impact de l'ouverture sur la consommation publique varie entre 4.5 et 8% du PIB. Si l'on s'en tient aux résultats de la spécification incluant toutes les variables de contrôle, on conclut qu'un niveau de transferts en pourcentage du PIB atteignant 6.5% permet de contrer l'impact positif de l'ouverture commerciale sur la taille du secteur public. Il s'en suit que 36% (24 pays) de notre échantillon de pays sont concernés par ce résultat.

Tableau 6.

Une meilleure quantification de l'impact des transferts peut être obtenue à la suite du calcul suivant, sur la base des coefficients estimés dans la colonne 5. Un pays qui voit son niveau d'ouverture passer à 80% (une augmentation de 35% par rapport à la médiane) devrait observer une augmentation du taux de consommation publique de 0.9 point de pourcentage du PIB – $(0.164 \times 0.35 \times 0.16) \times 100$ – soit un accroissement de 16% à 16.9% du taux de consommation publique. Cependant, si ce pays reçoit un niveau de transferts équivalent à la médiane de l'échantillon (2.4% du PIB) dont le logarithme s'établit à 0.9, il devrait sous ces mêmes conditions observer une variation du taux de consommation publique de 0.5 point de pourcentage du PIB – $[(0.164 \times 0.35) - (0.087 \times 0.35 \times 0.9)] \times 0.16 \times 100$ – soit un accroissement de 16% à 16.5%. Une augmentation qui est donc bien inférieure à la situation sans transferts dans laquelle on passait de 16 à 16.9%. Il en résulte que l'économie de consommation publique réalisée grâce aux transferts des migrants est de 0.4 point de pourcentage du PIB. On remarquera que cette valeur est très proche de celle calculée sur la base de transferts mesurés par habitant (0.33%). Ce qui suggère que les résultats des estimations sont robustes à l'utilisation d'une mesure alternative des transferts des migrants dans les équations.

6. CYCLICITE DES TRANSFERTS, OUVERTURE ET CONSOMMATION PUBLIQUE : RESULTATS DES ESTIMATIONS

Dans cette section, nous récupérons les séries de cyclicité des transferts des migrants calculées dans la section 4 et les intégrons dans le modèle explicatif des dépenses publiques. A notre connaissance, il s'agit de la première étude économétrique s'intéressant d'une part

aux déterminants potentiels de la cyclicité des transferts des migrants (section 4) et d'autre part, à leur impact sur les économies des pays receveurs.

Nous nous attendons à ce que la procyclicité des transferts des migrants croisée avec la variable d'ouverture commerciale soit un facteur d'accroissement de la taille du secteur public. Tandis que des transferts des migrants contracycliques constituent effectivement une forme d'assurance pour les populations des pays exposés aux chocs externes. Plus précisément, nous estimons un modèle de la forme :

$$g_{i,t} = \rho g_{i,t-1} + X'_{i,t} \beta + \phi_1 \widehat{a}_{i,t} + \phi_2 \text{ouv}_{i,t} + \phi_3 (\text{ouv}_{i,t} \times \widehat{a}_{i,t}) + \alpha_i + \eta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (13)$$

où $\widehat{a}_{i,t}$ est l'indicateur de procyclicité des transferts des migrants calculé en section 4. On s'attend à ce que $\phi_2 > 0$ et $\phi_3 > 0$. Ainsi, l'impact total de l'ouverture commerciale sur la consommation publique ($\phi_2 + \phi_3 \widehat{a}_{i,t}$) devrait être d'autant plus faible que $\widehat{a}_{i,t}$ est négatif (cas des transferts sont contracycliques).²¹ Le modèle (13) est estimé par la méthode du *System-GMM* en deux étapes avec correction des écarts-types par la méthode de Windmeijer (2005). Les résultats des estimations lorsque la cyclicité est mesurée par la méthode LGWOLS et « 10 years rolling » sont présentés dans les Tableaux 7 et 8 respectivement.

Les résultats obtenus lorsque la procyclicité est mesurée par la méthode LGWOLS, apparaissent avec beaucoup plus de précision statistique que lorsque la seconde méthode est employée. En effet, l'ouverture commerciale agit positivement et de manière significative sur la consommation publique dans le Tableau 7 (colonnes 6 et 7), alors que le coefficient n'est pas significatif dans le Tableau 8 bien que positif. Cependant, quelle que soit la méthode utilisée pour calculer la cyclicité, l'interaction de l'ouverture avec l'indicateur de

²¹ Etant donné que les coefficients de cyclicité des transferts des migrants ont été préalablement estimés, il est important de procéder à une correction de la matrice des variances-covariances pour prendre en compte le fait que ces coefficients ont été estimés avec des niveaux différents de précision. Cependant, une telle correction n'est pas possible avec la commande *xtabond2* sur le logiciel STATA (Roodman, 2009a), de même que les écarts-types ne peuvent être *bootstrappés*. Néanmoins, le fait d'estimer déjà les modèles par une méthode efficiente en variables instrumentales (*System-GMM*) autorise l'interprétation des coefficients même si nous gardons à l'esprit que la stratégie « optimale » est une estimation avec correction des écarts-types.

procyclicité agit de manière significative et positive sur la consommation publique. Ce résultat apparaît ainsi robuste à l'ajout de variables de contrôle dans les estimations.

Tableaux 7 et 8.

Ces résultats traduisent l'idée selon laquelle, des transferts des migrants procycliques ne jouent pas le rôle d'assurance postulé dans cet article. L'impact marginal de l'ouverture commerciale croît ainsi avec le degré de procyclicité des transferts des migrants reçus par les pays et inversement décroît avec le degré de contracyclicité des transferts.

La forte significativité statistique des coefficients associés aux indicateurs de cyclicité des transferts des migrants réduit nos craintes quant à la précision de leur estimation en l'absence de correction de la matrice de variances-covariances.

7. CONCLUSION

Cet article a examiné l'effet des transferts des migrants sur la relation entre la globalisation et les dépenses publiques dans les pays en développement.

Sur la base d'un modèle théorique, puis à l'aide d'estimations économétriques (*System-GMM*) permettant la prise en compte de l'endogénéité potentielle des transferts des migrants et à partir d'un échantillon constitué de 67 pays en développement observés sur la période 1970-2008, nous avons montré que l'impact marginal de l'ouverture sur le niveau de dépenses publiques décroît avec le niveau de transferts des migrants reçus.

Sachant que la substitution de l'assurance publique par l'assurance privée (les transferts des migrants) a plus de chances d'être observée lorsque les transferts des migrants sont contracycliques, nous avons dans un premier temps évalué la cyclicité des transferts des migrants dans chaque pays de notre échantillon et cela chaque année, grâce à deux techniques économétriques appropriées (la méthode des régressions successives sur des fenêtres de 10 ans et la méthode des moindres carrés pondérés localement par un facteur gaussien). Il en est ressorti que les transferts des migrants apparaissent véritablement contracycliques dans environ la moitié de l'échantillon des pays. Par ailleurs, il s'est avéré que l'ouverture commerciale tend à rendre les transferts des migrants davantage contracycliques.

Puis, en intégrant la cyclicité des transferts des migrants directement dans le modèle de consommation publique, nous avons montré que l'impact marginal de l'ouverture commerciale sur la consommation publique décroît effectivement avec une réception de transferts des migrants contracycliques et croît avec des transferts des migrants exhibant une procyclicité importante dans les pays.

En termes de recommandations de politiques économiques, il est important que les pays en développement tirent profit de manière saine, des transferts des migrants que leurs populations reçoivent. Les transferts des migrants, en exemptant partiellement les gouvernements de leur rôle d'assureur en dernier ressort, ces derniers doivent alors profiter du « répit » qui leur est offert pour répondre efficacement aux besoins des populations en matières d'infrastructures (écoles, centres de santé, routes, eau, électricité...etc), éléments qui contribuent à l'accumulation du capital physique comme humain. C'est donc, le nécessaire « échange de cadeaux », qui doit s'opérer entre les populations et les gouvernements; pour ce faire, il faut créer les conditions favorables à l'augmentation du volume des transferts, à leur réorientation vers les circuits formels, et les conditions favorables à leur utilisation productive dans ces pays à travers de bonnes institutions et un environnement économique sain.

Références bibliographiques

- Abdih, Y., Dagher, J., Chami, R., et Montiel, P. (2008). *Remittances and Institutions : Are Remittances a Curse ?* IMF Working Papers 08/29, International Monetary Fund.
- Adams, R. et Page, J. (2005). Do international migration and remittances reduce poverty in developing countries ? *World Development*, 33(10), 1645–1669.
- Aggarwal, R., Demirguc-Kunt, A., Martinez, P., et Soledad, M. (2006). *Do workers' remittances promote financial development ?* Policy Research Working Paper Series 3957, The World Bank.
- Aghion, P., Bacchetta, P., Ranciere, R., et Rogoff, K. (2009). Exchange rate volatility and productivity growth : the role of financial development. *Journal of Monetary Economics*, 56(4), 494–513.
- Aghion, P. et Marinescu, I. (2008). Cyclical budgetary policy and economic growth : What do we learn from OECD panel data ? *NBER Macroeconomics annual*.
- Amuedo-Dorantes, C. et Pozo, S. (2004). Workers' remittances and the real exchange rate : a paradox of gifts. *World Development*, 32(8), 1407–1417.
- Arellano, M. et Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data : Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The Review of Economic Studies*, (pp. 277–297).
- Arellano, M. et Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, 68(1), 29–51.
- Bleaney, M. et Greenaway, D. (2001). The impact of terms of trade and real exchange rate volatility on investment and growth in sub-Saharan Africa. *Journal of Development Economics*, 65(2), 491–500.
- Blundell, R. et Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of econometrics*, 87(1), 115–143.
- Bourdet, Y. et Falck, H. (2006). Emigrants' remittances and Dutch Disease in Cape Verde. *International Economic Journal*, 20(3), 267–284.
- Bugamelli, M. et Paternò, F. (2009). Do workers' remittances reduce the probability of current account reversals ? *World Development*, 37(12), 1821–1838.
- Bugamelli, M. et Paterno, F. (2008). *Output growth volatility and remittances*. Temi di discussione (Economic working papers) 673, Bank of Italy, Economic Research Department.
- Catrinescu, N., Leon-Ledesma, M., Piracha, M., et Quillin, B. (2009). Remittances, Institutions, and Economic Growth. *World Development*, 37(1), 81–92.
- Chami, R., Fullenkamp, C., et Jahjah, S. (2005). Are immigrant remittance flows a source of capital for development ? *IMF Staff Papers*, 52(1), 55–82.
- Chami, R., Gapen, M., Barajas, A., Montiel, P., Cosimano, T., et Fullenkamp, C. (2008). Macroeconomic Consequences of Remittances. *IMF Occasional Paper 259*, (1), 1–92.
- Chami, R., Hakura, D., et Montiel, P. (2009). *Remittances : An Automatic Output Stabilizer?* IMF Working Paper No. 09/91.
- Chauvet, L. et Mesplé-Somps, S. (2007). Impact des financements internationaux sur les inégalités des pays en développement. *Revue économique*, 58(2007/3), 735–744.
- Collier, P. et Gunning, J. (1999). *Trade shocks in developing countries*. Oxford University Press.
- Combes, J. L. et Saadi-Sedik, T. (2006). How does trade openness influence budget deficits in developing countries ? *The Journal of Development Studies*, 42(8), 1401–1416.

- Dustmann, C. et Speciale, B. (2005). Remittances and Public Spending on Education. Mimeo
- Easterly, W., Islam, R., et Stiglitz, J. (2000). Explaining growth volatility. In *Annual World Bank Conference on Development Economics 2000*.
- Ebeke, C. H. (2010). The effect of remittances on child labor: Cross-country evidence. *Economics Bulletin*, 30(1), 351–364.
- Edwards, A. C. et Ureta, M. (2003). International migration, remittances, and schooling : evidence from el salvador. *Journal of Development Economics*, 72(2), 429–461.
- Fajnzylber, P. et Lopez, J. (2007). *Close to Home the Development Impact of Remittances in Latin America*. the International Bank for Reconstruction and Development.
- Forbes, K. et Rigobon, R. (2002). No contagion, only interdependence : Measuring stock market comovements. *Journal of Finance*, (pp. 2223–2261).
- Giuliano, P. et Ruiz-Arranz, M. (2009). Remittances, financial development, and growth. *Journal of Development Economics*, 90(1), 144–152.
- Gupta, S., Pattillo, C. A., et Wagh, S. (2009). Effect of remittances on poverty and financial development in sub-saharan africa. *World Development*, 37(1), 104–115.
- Halliday, T. (2006). Migration, Risk, and Liquidity Constraints in El Salvador. *Economic Development and Cultural Change*, 54(4), 893–925.
- Ilzetzki, E. et Vegh, C. (2008). *Procyclical Fiscal Policy in Developing Countries : Truth or Fiction ?* NBER Working Papers 14191, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Kapur, D. et McHale, J. (2005). *Give us your best and brightest : The global hunt for talent and its impact on the developing world*. Center for Global Development.
- Kapur, D. et Singer, D. (2006). Remittances and Government Spending, and the Global Economy. In *Annual Meeting, San Diego, CA*.
- Koechlin, V. et Leon, G. (2007). International Remittances and Income Inequality : An Empirical Investigation. *Journal of Policy Reform*, 10(2).
- Lartey, E. K., Mandelman, F. S., et Acosta, P. A. (2008). *Remittances, exchange rate regimes, and the Dutch disease : a panel data analysis*. Working Paper 2008-12, Federal Reserve Bank of Atlanta.
- Mendoza, E. (1997). Terms-of-trade uncerlainty and economic growth. *Journal of Development Economics*, 54(2), 323–356.
- Neagu, I. C. et Schiff, M. (2009). *Remittance stability, cyclicity and stabilizing impact in developing countries*. Policy Research Working Paper Series 5077, The World Bank.
- Pradhan, G., Upadhyay, M., et Upadhyaya, K. (2008). Remittances and economic growth in developing countries. *European Journal of Development Research*, 20(3), 497–506.
- Ratha, D. (2005). Workers' remittances : an important and stable source of external development finance. *Remittances : Development Impact and Future Prospects*.
- Ratha, D. (2006). Leveraging remittances for development. *Proceedings*, (pp. 173–185).
- Rodrik, D. (1998). Why do more open economies have bigger governments ? *Journal of Political Economy*, 106(5), 997–1032.
- Roodman, D. (2009a). How to do xtabond2 : An introduction to difference and system gmm in stata. *Stata Journal*, 9(1), 86–136.
- Roodman, D. (2009b). A note on the theme of too many instruments. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 71(1), 135–158.

- Santiago, H. et Bruno, V. (2008). *Public expenditure and consumption volatility*. Policy Research Working Paper Series 4633, The World Bank.
- Sayan, S. (2006). *Business Cycles and Workers' Remittances : How Do Migrant Workers Respond to Cyclical Movements of GDP at Home ?* IMF Working Papers 06/52, International Monetary Fund.
- Shahbaz, M., Rehman, J., et Hussain, W. (2008). Does Foreign Remittances Reduce Government Spending ? Long and Short Run Phenomenon. *International Research Journal of Finance and Economics*, 14.
- Spatafora, N. (2005). Chapter II : Two Current Issues Facing Developing Countries. *World Economic Outlook*, (pp. 69–108).
- Talvi, E. et Vegh, C. (2005). Tax base variability and procyclical fiscal policy in developing countries. *Journal of Development Economics*, 78(1), 156–190.
- Thornton, J. (2008). Explaining Procyclical Fiscal Policy in African Countries. *Journal of African Economies*, 17(3), 451.
- Tornell, A. et Lane, P. (1999). The voracity effect. *American Economic Review*, (pp. 22–46).
- Windmeijer, F. (2005). A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators. *Journal of econometrics*, 126(1), 25–51.
- Lee, K., Haacker, M., et Singh, R. (2009). *Determinants and Macroeconomic Impact of Remittances in Sub-Saharan Africa*. IMF Working Papers 09/216, International Monetary Fund.
- Woodruff, C. et Zenteno, R. (2007). Migration networks and microenterprises in Mexico. *Journal of Development Economics*, 82(2), 509–528.
- Yang, D. (2008a). Coping with disaster : The impact of hurricanes on international financial flows, 1970-2002. *Advances in Economic Analysis et Policy*, 8(1), 1903–1903.
- Yang, D. (2008b). International migration, remittances and household investment : Evidence from philippine migrants' exchange rate shocks. *Economic Journal*, 118(528), 591–630.
- Yang, D. et Choi, H. (2007). Are Remittances Insurance ? *World Bank Economic Review*, 21(2), 219–248.
- Ziesemer, T. (2008). *Worker remittances and government behaviour in the receiving countries*. UNU-MERIT, Maastricht Economic and Social Research and Training Centre on Innovation and Technology ; University Library, Universiteit Maastricht.

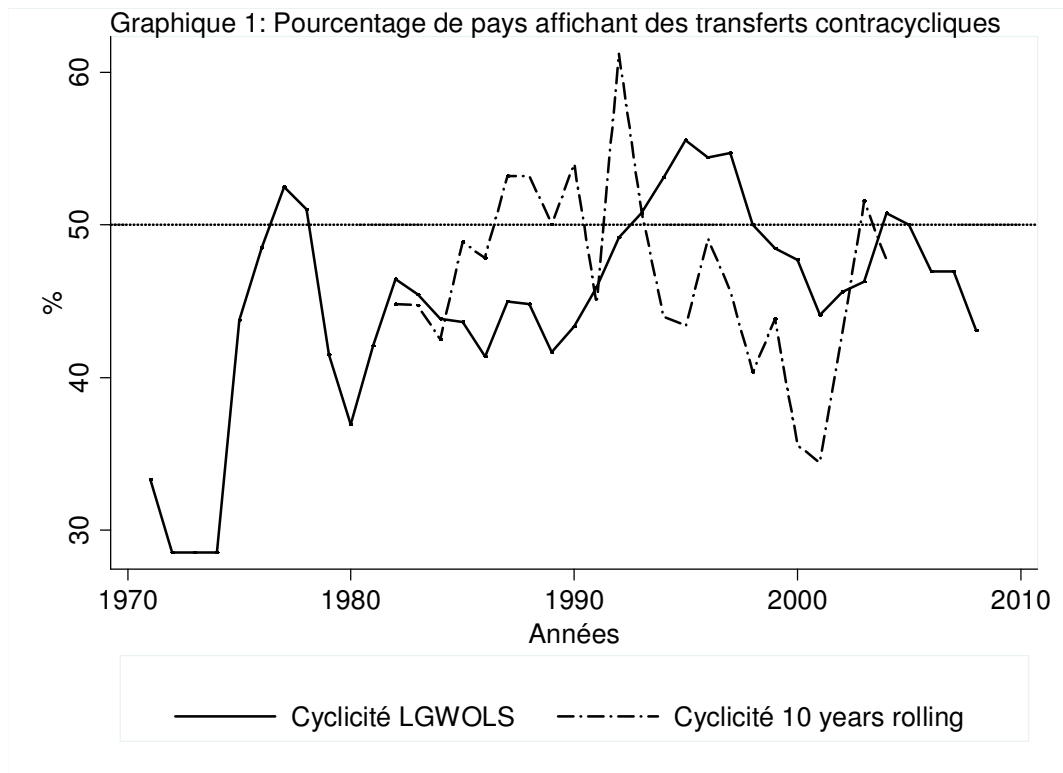


Tableau 1: Evolution annuelle du pourcentage par régions, de pays pour lesquels les transferts des migrants sont contracycliques*

	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
EAP	50	50	66.66	66.66	66.66	50	66.66	66.66	33.33	33.33	33.33	33.33	33.33
ECA	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
LAC	46.66	46.66	40	41.17	47.05	52.94	59.94	58.82	52.94	52.94	47.05	38.88	38.88
MENA	20	20	40	40	40	40	40	40	40	60	60	60	40
SA	25	25	25	25	25	50	25	25	25	25	25	25	25
SSA	44	50	53.84	57.69	61.53	66.66	61.29	56.66	56.66	50	51.61	51.61	56.25

	2003	2004	2005	2006	2007	2008	Total
EAP	33.33	33.33	50	33.33	33.33	33.33	45.61
ECA	100
LAC	44.44	55.55	50	50	50	44.44	47.97
MENA	40	40	40	40	40	40	41.05
SA	25	25	25	25	25	50	27.63
SSA	56.25	56.25	56.25	53.12	53.12	45.16	54.63

Note : EAP : Asie de l'Est et du Pacifique, ECA : Europe centrale et orientale, MENA : Moyen-Orient et Afrique du Nord, SA : Asie du Sud, SSA : Afrique sub-saharienne.

* Les statistiques sont calculées à partir des coefficients de cyclicité obtenus par la méthode LGWOLS.

Tableau 2: Statistiques descriptives des variables

Variabes	Observations	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum
Consommation publique	536	2.790674	.4897007	.7615467	4.118393
Ouverture commerciale	536	4.070575	.5870111	2.37376	5.363322
Transferts par habitants	449	2.171731	2.020307	-2.910633	6.351314
Transferts (%PIB)	442	1.054255	.8845854	-6.727784	4.400254
PIB par tête	536	8.038014	.806559	6.404398	9.857571
Taux d'inflation ^a	484	4.757248	.2733293	4.574322	7.730309
Population totale	542	16.10639	1.735853	10.93354	20.99683
Taux d'urbanisation	544	3.527538	.6018639	1.256388	4.530546
Ratio de dependance	536	3.792554	.1192058	3.366364	3.9696
Cyclicité (LGWOLS) ^b	420	1.005749	15.05434	-51.6562	131.1133
Cyclicité (10YR) ^c	264	1.150664	11.62974	-54.27066	87.729
Investissement public (%PIB)	387	1.688778	.8566658	-5.083175	4.465344
M2 (%PIB)	517	3.32688	.6084667	1.603837	9.054232
Population < 14 ans (%)	536	3.69709	.1610036	3.054697	3.912693
Population > 65 ans (%)	536	1.302952	.2918376	.5386094	2.343962

Note : Toutes les variables sont exprimées en logarithme naturel.

^a Le taux d'inflation est mesuré par le logarithme naturel de 100 + le taux d'inflation observé.

^b Coefficient de cyclicité des transferts des migrants obtenu par la méthode LGWOLS

^c Coefficient de cyclicité des transferts des migrants obtenu par la méthode « 10 years rolling windows »

Liste des pays : Afrique du Sud, Algérie, Argentine, Benin, Burkina Faso, Bangladesh, Bolivie, Brésil, Botswana, Chili, Chine, Cote d'Ivoire, Cameroun, Congo, Rép., Colombie, Comores, Cap Vert, Costa Rica, République Dominicaine, Equateur, Egypte, Ethiopie, Fiji, Gabon, Ghana, Guinée, Gambie, Guatemala, Honduras, Haïti, Indonésie, Inde, Jordanie, Kenya, Sri Lanka, Lesotho, Maroc, Madagascar, Mexique, Mali, Mozambique, Mauritanie, Ile Maurice, Malawi, Malaisie, Namibie, Niger, Nicaragua, Pakistan, Panama, Pérou, Philippines, Paraguay, Rwanda, Soudan, Sénégal, El Salvador, Swaziland, Seychelles, Togo, Thaïlande, Tunisie, Turquie, Tanzanie, Ouganda, Venezuela.

Tableau 3: Effets de l'ouverture commerciale sur la procyclicité des transferts des migrants déterminée par la méthode LGWOLS. Estimations en OLS avec effets fixes pays sur données annuelles : 1970-2008

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Ouverture commerciale	-3.345*** (-3.720)	-3.443*** (-3.637)	-2.997*** (-3.234)	-2.459** (-2.378)	-3.247*** (-3.063)	-3.968*** (-3.155)
Population < 14 ans				16.25*** (3.674)		15.60** (2.548)
Population > 65 ans				7.048** (2.058)		6.256 (1.506)
PIB par tête		0.402 (0.332)				6.626*** (3.393)
Investissement public					0.954 (1.527)	0.600 (0.897)
Développement financier			-1.240* (-1.680)			-1.233 (-1.027)
Constante	14.51*** (3.948)	11.67 (1.253)	17.38*** (4.641)	-58.16*** (-2.793)	12.59*** (2.778)	-98.58*** (-2.803)
Observations	1845	1845	1818	1832	1563	1523
R ²	0.008	0.008	0.011	0.017	0.008	0.023
Nombre de pays	67	67	67	66	67	66

Note : Entre parenthèses, les *t* de student. Toutes les variables du modèle sont exprimées en logarithme naturel à l'exception de la variable dépendante. Le développement financier est mesuré par le ratio de la monnaie et la quasi-monnaie M2 rapportées au PIB.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Tableau 4: Effets de l'ouverture commerciale sur la procyclicité des transferts des migrants déterminée par la méthode 10 years rolling. Estimations en OLS avec effets fixes pays sur données annuelles : 1970-2008

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Ouverture commerciale	-3.719** (-2.114)	-4.032** (-2.201)	-3.229* (-1.677)	-5.112** (-2.536)	-2.852 (-1.502)	-4.920** (-2.171)
Population < 14 ans				1.871 (0.192)		-5.272 (-0.458)
Population > 65 ans				8.810 (1.204)		9.246 (1.207)
PIB par tête		1.697 (0.616)				-3.498 (-0.905)
Investissement public					-0.0708 (-0.0626)	0.604 (0.494)
Développement financier			-0.802 (-0.448)			0.922 (0.450)
Constante	16.15** (2.241)	3.746 (0.175)	16.86** (2.162)	3.446 (0.0760)	12.87 (1.596)	52.65 (0.786)
Observations	1177	1177	1170	1173	1120	1109
R ²	0.004	0.004	0.004	0.006	0.002	0.006
Nombre de pays	66	66	66	65	66	65

Note : Entre parenthèses, les *t* de student. Toutes les variables du modèle sont exprimées en logarithme naturel à l'exception de la variable dépendante. Le développement financier est mesuré par le ratio de la monnaie et la quasi-monnaie M2 rapportées au PIB.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Tableau 5: Transferts des migrants par habitant, Ouverture sur l'extérieur et Consommation publique

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Consommation publique (t-1)	0.903*** (7.69)	0.832*** (10.52)	0.867*** (4.98)	0.870*** (5.30)	0.881*** (3.43)	0.805*** (6.37)
Ouverture commerciale	0.135** (2.16)	0.108* (1.81)	0.167* (1.70)	0.195** (2.07)	0.177** (1.97)	0.101* (1.71)
Transferts par habitant	0.142** (2.01)	0.107** (2.01)	0.220* (1.71)	0.232** (1.98)	0.251** (2.07)	0.103** (2.02)
Ouverture*Transferts	-0.041** (2.38)	-0.033** (2.12)	-0.058* (1.78)	-0.062** (2.14)	-0.066** (2.14)	-0.028* (1.93)
Inflation	0.168*** (2.59)	0.133*** (2.58)				0.097*** (2.61)
PIB par habitant		0.065 (1.17)				0.079 (1.03)
Taux d'urbanisation			-0.046 (1.14)			-0.117* (1.90)
Population totale				0.003 (0.25)		0.010 (0.66)
Ratio de dépendance					0.039 (0.23)	0.275 (1.20)
Constante	-0.984** (2.03)	-1.053 (1.64)	-0.071 (0.10)	-0.397 (0.59)	-0.459 (0.63)	-1.683 (1.15)
Observations	396	396	427	427	422	391
Nombre de pays	66	66	67	67	66	65
Significativité conjointe prob. ^a	0.026	0.100	0.187	0.054	0.100	0.129
Significativité conjointe prob. ^b	0.044	0.080	0.187	0.078	0.084	0.097
Transferts des migrants ^c	26\$US	26.5\$US	18\$US	23\$US	23\$US	38\$US
Pays au-dessus du seuil	40	40	46	42	46	31
(%) de pays au-dessus du seuil	61%	61%	69%	63%	70%	48%
AR(1):p-value	0.001	0.001	0.008	0.006	0.029	0.004
AR(2):p-value	0.774	0.774	0.458	0.482	0.430	0.771
Hansen OID test: prob.	0.762	0.661	0.570	0.610	0.267	0.441
Nombre d'instruments	32	37	28	28	24	47

Note : Toutes les variables du modèle sont exprimées en logarithme naturel, à l'exception des muettes temporelles. Entre parenthèses, la valeur absolue des t de student. Les variables supposées exogènes sont : le taux d'urbanisation, la population totale, le ratio de dépendance et les muettes temporelles. Toutes les autres variables du modèle sont supposées prédéterminées et instrumentées par leurs retards d'au plus 5 périodes. Les estimations sont réalisées par la méthode du *System-GMM* en deux étapes avec correction de Windmeijer (2005). Les estimations sont réalisées sur des données en moyennes quinquennales calculées sur la période 1970-2008 subdivisée en 8 sous-périodes. Des muettes temporelles sont incluses dans toutes les équations.

^a Probabilité de la significativité conjointe des coefficients des Transferts et Ouverture*Transferts.

^b Probabilité de la significativité conjointe des coefficients de l'Ouverture commerciale et Ouverture*Transferts.

^c Seuil de transferts des migrants en \$US par habitant, au-dessus duquel l'effet de l'ouverture sur la consommation publique est nul.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Tableau 6: Transferts des migrants (%PIB), Ouverture sur l'extérieur et Consommation publique

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Consommation publique (t-1)	0.925*** (9.08)	0.922*** (7.73)	0.929*** (10.16)	0.934*** (10.38)	0.966*** (12.61)
Ouverture commerciale	0.148** (2.05)	0.188** (2.50)	0.127* (1.72)	0.220*** (2.66)	0.164** (2.01)
Transferts (%PIB)	0.349** (1.97)	0.336* (1.66)	0.315 (1.63)	0.377* (1.90)	0.307 (1.53)
Ouverture*Transferts	-0.094** (2.31)	-0.093** (1.97)	-0.086* (1.93)	-0.101** (2.18)	-0.087* (1.87)
Inflation	0.139** (2.36)	0.171** (2.50)	0.128** (2.02)	0.144** (2.22)	0.140** (2.23)
PIB par tête		-0.042* (1.94)			-0.011 (0.57)
Taux d'urbanisation			-0.052** (2.16)		-0.040 (1.23)
Population				0.021* (1.77)	0.010 (0.99)
Constante	-1.028* (1.79)	-0.980 (1.63)	-0.702 (1.21)	-1.728** (2.46)	-1.123 (1.61)
Observations	395	395	395	395	395
Nombre de pays	66	66	66	66	66
Significativité conjointe prob. ^a	0.011	0.031	0.020	0.017	0.015
Significativité conjointe prob. ^b	0.038	0.029	0.100	0.020	0.090
Transferts des migrants ^c	5%	7.5%	4.5%	8.8%	6.5%
Pays au-dessus du seuil	33	22	33	19	24
(%) de pays au-dessus du seuil	50%	33%	50%	29%	36%
AR(1):p-value	0.001	0.002	0.001	0.001	0.001
AR(2):p-value	0.694	0.671	0.709	0.599	0.659
Hansen OID test: prob.	0.801	0.468	0.767	0.895	0.834
Nombre d'instruments	28	41	29	25	31

Note : Toutes les variables du modèle sont exprimées en logarithme naturel, à l'exception des muettes temporelles. Entre parenthèses, la valeur absolue des t de student. Les variables supposées exogènes sont : le taux d'urbanisation, la population totale et les muettes temporelles. Toutes les autres variables du modèle sont supposées prédéterminées et instrumentées par leurs retards d'au plus 5 périodes. Les estimations sont réalisées par la méthode du *System-GMM* en deux étapes avec correction de Windmeijer (2005). Les estimations sont réalisées sur des données en moyennes quinquennales calculées sur la période 1970-2008 subdivisée en 8 sous-périodes. Des muettes temporelles sont incluses dans toutes les équations.

^a Probabilité de la significativité conjointe des coefficients des Transferts et Ouverture*Transferts.

^b Probabilité de la significativité conjointe des coefficients de l'Ouverture commerciale et Ouverture*Transferts.

^c Seuil de transferts des migrants en pourcentage du PIB, au-dessus duquel l'effet de l'ouverture sur la consommation publique est nul.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Tableau 7: Cyclicité des transferts – méthode LGWOLS –, Ouverture sur l'extérieur et Consommation publique

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Consommation publique (t-1)	0.772*** (8.08)	0.777*** (7.17)	0.799*** (8.71)	0.752*** (7.73)	0.793*** (8.90)	0.786*** (6.40)	0.741*** (5.12)
Ouverture commerciale	0.067 (0.85)	0.077 (0.76)	0.090 (1.10)	0.119 (1.53)	0.085 (1.10)	0.135* (1.81)	0.111* (1.76)
Procyclicité des transferts	-0.033*** (2.74)	-0.036*** (2.89)	-0.032*** (2.62)	-0.032*** (2.64)	-0.032*** (2.58)	-0.036*** (3.24)	-0.036*** (3.06)
Ouverture*Procyclicité des transferts	0.008*** (2.59)	0.009*** (2.82)	0.008** (2.47)	0.008** (2.45)	0.007** (2.42)	0.008*** (2.94)	0.009*** (2.95)
Inflation		-0.006 (0.08)					0.089 (1.52)
PIB par tête			-0.032* (1.80)				-0.010 (0.29)
Population				0.015 (0.92)			0.025* (1.81)
Taux d'urbanisation					-0.068*** (2.63)		-0.051 (1.42)
Ratio de dépendance						0.219 (1.49)	0.204 (1.46)
Constante	0.349 (0.91)	0.311 (0.44)	0.438 (1.21)	-0.062 (0.11)	0.468 (1.23)	-0.782 (1.28)	-1.052 (0.97)
Observations	413	384	413	413	413	409	380
Nombre de pays	67	66	67	67	67	66	65
Signif. conjointe prob. ^a	0.012	0.013	0.018	0.008	0.016	0.001	0.007
Signif. conjointe prob. ^b	0.023	0.008	0.026	0.010	0.022	0.002	0.001
AR(1):p-value	0.010	0.008	0.008	0.011	0.009	0.016	0.014
AR(2):p-value	0.594	0.847	0.622	0.655	0.624	0.637	0.907
Hansen OID test: prob.	0.820	0.586	0.656	0.885	0.849	0.442	0.670
Nombre d'instruments	29	26	26	30	30	30	38

Note : Toutes les variables du modèle sont exprimées en logarithme naturel, à l'exception de l'indicateur de procyclicité et des muettes temporelles. Entre parenthèses, la valeur absolue des t de student. Les variables supposées exogènes sont : le taux d'urbanisation, la population totale, le ratio de dépendance et les muettes temporelles. Toutes les autres variables du modèle sont supposées prédéterminées et instrumentées par leurs retards d'au plus 5 périodes. Les estimations sont réalisées par la méthode du *System-GMM* en deux étapes avec correction de Windmeijer (2005). Les estimations sont réalisées sur des données en moyennes quinquennales calculées sur la période 1970-2008 subdivisée en 8 sous-périodes. Des muettes temporelles sont incluses dans toutes les équations.

^a Probabilité de la significativité conjointe des coefficients des Procyclicité des transferts et Ouverture*Procyclicité des transferts.

^b Probabilité de la significativité conjointe des coefficients de l'Ouverture commerciale et Ouverture*Procyclicité des transferts.

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

Tableau 8: Cyclicité des transferts – méthode 10 years rolling –, Ouverture sur l'extérieur et Consommation publique

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Consommation publique (t-1)	0.914*** (8.71)	0.824*** (5.63)	0.899*** (8.42)	0.903*** (8.41)	0.918*** (9.15)	0.936*** (8.58)	0.879*** (4.80)
Ouverture commerciale	0.024 (0.34)	0.041 (0.26)	0.046 (0.51)	0.011 (0.13)	0.014 (0.22)	0.028 (0.41)	0.039 (0.15)
Procyclicité des transferts	-0.048*** (3.70)	-0.049 (1.03)	-0.050*** (3.54)	-0.045*** (3.74)	-0.047*** (3.47)	-0.049*** (3.82)	-0.040 (0.70)
Ouverture*Procyclicité des transferts	0.012*** (3.15)	0.012 (1.08)	0.013*** (3.07)	0.011*** (3.13)	0.011*** (2.99)	0.012*** (3.33)	0.009 (0.73)
Inflation		-0.067 (0.36)					-0.045 (0.19)
Population				-0.000 (0.02)			0.012 (0.22)
Taux d'urbanisation					-0.046 (1.62)		-0.022 (0.49)
Ratio de dépendance						0.192 (1.19)	0.208 (0.97)
PIB par tête			-0.028 (1.54)				
Constante	0.147 (0.41)	0.637 (0.46)	0.328 (0.86)	0.238 (0.36)	0.352 (0.90)	-0.644 (1.14)	-0.478 (0.15)
Observations	264	253	264	264	264	262	251
Nombre de pays	66	64	66	66	66	65	63
Significativité conjointe prob. ^a	0.000	0.507	0.001	0.000	0.001	0.000	0.729
Significativité conjointe prob. ^b	0.007	0.069	0.008	0.007	0.011	0.004	0.241
AR(1):p-value	0.023	0.034	0.025	0.022	0.022	0.024	0.035
AR(2):p-value	0.659	0.601	0.605	0.674	0.694	0.650	0.594
Hansen OID test: prob.	0.738	0.453	0.717	0.678	0.732	0.681	0.320
Nombre d'instruments	24	22	22	25	25	25	28

Note : Toutes les variables du modèle sont exprimées en logarithme naturel, à l'exception de l'indicateur de procyclicité et des muettes temporelles. Entre parenthèses, la valeur absolue des t de student. Les variables supposées exogènes sont : le taux d'urbanisation, la population totale, le ratio de dépendance et les muettes temporelles. Toutes les autres variables du modèle sont supposées prédéterminées et instrumentées par leurs retards d'au plus 5 périodes. Les estimations sont réalisées par la méthode du *System-GMM* en deux étapes avec correction de Windmeijer (2005). Les estimations sont réalisées sur des données en moyennes quinquennales calculées sur la période 1970-2008 subdivisée en 8 sous-périodes. Des muettes temporelles sont incluses dans toutes les équations.

^a Probabilité de la significativité conjointe des coefficients des Procyclicité des transferts et Ouverture*Procyclicité des transferts.

^b Probabilité de la significativité conjointe des coefficients de l'Ouverture commerciale et Ouverture*Procyclicité des transferts.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.