



**Groupe d'économie
Lare-Efi
du développement**

Université Montesquieu-Bordeaux IV

Document de travail

DT/170/2011

**Impacts des envois de fonds sur la pauvreté
aux Comores**

par

Imani Younoussa

Enseignant chercheur

Université de Nantes – Université des Comores



Groupe d'économie Lare-Efi du développement

Université Montesquieu-Bordeaux IV

Impacts des envois de fonds sur la pauvreté aux Comores par

Imani Younoussa

Enseignant chercheur

Université de Nantes - Université des Comores

Résumé :

Les envois de fonds à destination des Comores représentent 24 pour cent du PIB. Ils sont de loin, la première ressource extérieure des Comores, devant l'Aide publique au développement et les investissements directs étrangers. Cette étude se fixe comme objectif de mesurer l'impact des envois de fonds extérieurs sur la pauvreté monétaire aux Comores. Les études sur les envois de fonds ont développé différentes méthodologies pour mesurer l'impact sur la pauvreté. Dans cette étude, nous allons considérer les envois de fonds comme un revenu potentiel de substitution. Pour cela, nous allons faire deux hypothèses qui pourraient être traduites par les deux questions suivantes (i) Que serait le niveau de la pauvreté en l'absence d'une migration et d'envois de fonds ? (ii) Que serait le niveau de la pauvreté, en présence d'une migration et des envois de fonds (*la situation réelle*) ? La variation des indices de pauvreté calculés à partir de ces deux situations va mesurer l'impact des envois de fonds sur la pauvreté monétaire. La conclusion de l'étude est la suivante : les envois de fonds contribuent à une réduction des indices de pauvreté. L'impact sur les inégalités est mitigé. L'incidence de pauvreté (P0) baisse de -3,5 pour cent, sous l'effet des envois de fonds. La profondeur (P1) et la sévérité (P2) baissent respectivement de -7,4 pour cent, et -5,8 pour cent avec les envois de fonds. Les envois de fonds ont plus d'impact sur la pauvreté, pour les catégories des ménages suivantes : celles vivant en milieu rural, celles vivant en Grande Comore, celles dirigées par les femmes, les chômeurs et les inactifs. On observe alors que, ce sont les catégories des ménages qui bénéficient le plus d'envois de fonds en termes de dépenses par tête, qui enregistrent le plus d'impact sur la réduction de la pauvreté.

Abstract : Impact of the Remittances on Poverty in Comoros

The Comoros remittances represent 24 percent of the GDP. They are by far, the first external resource of the Comoros, in front of the Public Aid and the foreign direct investments. The target of this study, is to measure the impact of the remittances on monetary poverty in Comoros. The studies on remittances developed various methodologies to measure the impact on poverty. In this study, we will regard the remittances as a potential substitution income. For that, we will make two assumptions which can be translated by the two following questions (i) Which would be the level of poverty in the absence of a migration and remittances ? (ii) What would be poverty, in the presence of migration and remittances (*the real situation*) ? The variation of the poverty indices calculated from these two situations, will measure the impact of the remittances on monetary poverty. The conclusion of this study is as follows: the remittances contribute to a reduction of the poverty indices. The impact on the inequalities is mitigated. The poverty incidence (P0) drops by -3,5 percent, under the effect of the remittances. The depth (P1) and severity (P2) drop respectively by -7,4 percent, and -5,8 percent with the remittances. The remittances have more impact on poverty, for the following categories of the households: those alive in rural area, those alive into Grande Comore, those directed by the women, the unemployed and the inactive households. We observed that, the households which are received more remittances in terms of expenditure per capita, which records benefit most impact on the reduction of poverty.

Mots-clés : envoi des fonds – pauvreté – inégalités - bénéficiaires – migrants – Comores

JEL classification: I31, I32

Sommaire

1. Introduction	2
2. Estimation des dépenses des ménages.....	3
1. <i>Méthodologie.....</i>	3
A Biais de sélection	3
B Test de biais de sélection	4
2. <i>Le modèle de sélection (modèle logit).....</i>	4
3. <i>Le modèle des dépenses.....</i>	4
3. Résultats	6
1. <i>Estimation du modèle de sélection (modèle logit binomial)</i>	6
2. <i>Estimation du modèle des dépenses pour les deux groupes de ménages</i>	7
B Simulation des résidus par la méthode Monte Carlo	9
3. <i>Utilisation des coefficients obtenus du modèle des dépenses des ménages non bénéficiaires des envois de fonds.....</i>	9
4. <i>Caractéristiques des ménages fondées sur les dépenses estimées</i>	10
A Dépenses des ménages bénéficiaires et non bénéficiaires des envois de fonds	10
B Indices de pauvreté des ménages bénéficiaires et non bénéficiaires des fonds	11
C Dominance stochastique	12
a Dominance stochastique de second ordre.....	12
b La Courbe TIP.....	12
D Distribution des ménages bénéficiaires des envois de fonds par groupe de décile	13
5. <i>Impact des envois de fonds sur la pauvreté.....</i>	14
A Ensemble des ménages	14
B Ménages suivant le groupe de décile	15
C Synthèse de la variation de la pauvreté.....	16
4. Conclusion	18
Références bibliographiques	19
Annexes	21

1. Introduction

En raison de la contribution importante des envois de fonds dans le revenu des ménages, certains auteurs considèrent que les envois de fonds sont un filet de sûreté pour les pauvres, Jones (1998a). En faisant le parallélisme avec l'Aide Publique au Développement accordée aux pays pauvres, certains auteurs avancent l'idée que les envois de fonds constituent une Aide Extérieure Privée « AEP » qui parvient directement à la population sans aucune procédure. Contrairement à l'APD, la nature et la forme de « l'AEP » font de celle-ci un flux financier direct sans conditionnalités et sans risques de ne pas parvenir à la population cible, Kapur (2003). Envoyé individuellement aux familles des migrants pour des motifs généralement différents, les envois de fonds contribuent globalement sur la pauvreté.

Quel est l'impact de ces flux sur la pauvreté et l'inégalité dans le monde en voie de développement ? La réponse à cette question semble centrale à n'importe quelle tentative d'évaluation de l'effet global de la migration et des envois de fonds dans les pays en développement. Néanmoins, seulement très peu d'études ont examiné l'impact des envois de fonds sur la pauvreté et l'inégalité en Afrique subsaharienne. Il convient de noter que l'analyse de l'impact des envois de fonds sur la pauvreté et l'inégalité implique plusieurs questions méthodologiques importantes, dont nous exposerons ici seulement deux aspects.

La première approche considère les envois de fonds comme du transfert exogène simple du revenu des migrants. Ensuite, la question sera de savoir comment les envois de fonds affectent-ils le niveau observé de la pauvreté et de l'inégalité dans le pays considéré ? Utilisant cette méthode, Gustafsson et Makonnen (1993) ont procédé à des simulations des effets d'un arrêt éventuel des envois de fonds des travailleurs du Lesotho vivant en Afrique du Sud, sur l'ampleur et la structure de la pauvreté au Lesotho. Ils ont trouvé qu'un arrêt des envois de fonds des travailleurs miniers originaires du Lesotho et résidant en Afrique du Sud, aura des conséquences fâcheuses sur le niveau de la pauvreté au Lesotho. Dans une analyse « de la dynamique des envois de fonds de Côte d'Ivoire, et de leur impact sur la pauvreté au Burkina Faso », Lachaud (2004), a trouvé plusieurs résultats intéressants, dus à la baisse des envois de fonds des migrants Burkinabe vivant en Côte d'Ivoire, à destination du Burkina Faso entre 1998 et 2003. Parmi ces résultats, on note par exemple que la baisse des envois de fonds a eu comme conséquence une hausse potentielle de la pauvreté au Burkina Faso de 1,3 point.

La deuxième méthode consiste à traiter les envois de fonds comme un revenu potentiel de substitution. En utilisant cette méthode R. Adams (2006) a montré qu'en présence des envois de fonds, la pauvreté et les inégalités des ménages ont fortement diminué au Ghana. Nong et Xubei (2006) ont expérimenté l'effet des revenus non agricole dans la réduction de la pauvreté et les inégalités en milieu rural en Chine. Ils ont trouvé que les revenus non agricoles contribuaient à réduire la pauvreté. Dans cette étude, nous allons considérer les envois de fonds comme du revenu de substitution pour évaluer l'impact des envois de fonds sur la variation de la pauvreté aux Comores.

Cette étude sera subdivisée en deux chapitres : le premier chapitre est consacré aux aspects méthodologiques et à l'estimation des dépenses des ménages, le deuxième chapitre va présenter les résultats obtenus et ses implications sur le niveau de la pauvreté aux Comores.

2. Estimation des dépenses des ménages

1. Méthodologie

La méthodologie repose sur une hypothèse initiale d'absence de migration et d'envois de fonds. On estimera les dépenses réelles des ménages, « ici assimilés aux revenus » pour les deux échantillons suivantes : les ménages non bénéficiaires des envois de fonds et les ménages bénéficiaires des envois de fonds. Il sera ensuite question de calculer les indices de pauvreté et des inégalités pour l'ensemble des ménages en l'absence de migration et d'envois de fonds et en présence de migration et d'envois de fonds. La variation obtenue entre les indices calculés dans les deux situations donnera une indication de l'impact des envois de fonds sur la pauvreté. Concrètement, l'impact des envois de fonds sur la pauvreté des ménages sera évalué comme suit : (i) dans un premier temps, on calcule les indices de pauvreté en incluant les envois de fonds extérieurs dans les dépenses des ménages. (ii) dans un deuxième temps, on calculera les indices de pauvreté en excluant des envois de fonds dans les dépenses des ménages. La différence obtenue entre les deux catégories d'indices de pauvreté est la variation de la pauvreté due aux effets d'envois de fonds.

Nous nous proposons dans cette étude d'utiliser les indices de pauvreté de Foster, Greer et Thorbecke (1984), dénommée FGT communément appelés les indices P_α (avec $\alpha=0$; $\alpha=1$; $\alpha=2$)¹, pour calculer les indices de pauvreté. Nous calculerons par la suite l'indice de Gini pour mesurer les inégalités.

A Biais de sélection

En considérant les envois de fonds comme un « substitut des revenus », on est confronté à deux problèmes méthodologiques : Premièrement, sous l'hypothèse d'absence de migration et d'envois de fonds, les revenus des ménages doivent inclure les revenus potentiels des migrants s'ils étaient restés au pays. Deuxièmement, les ménages peuvent ne pas avoir les mêmes caractéristiques pour les deux sous échantillons « bénéficiaires » et « non bénéficiaires » des envois de fonds. Ainsi, par exemple lorsque des caractéristiques non observables comme le niveau de qualification, les capacités, la motivation à travailler sont différentes au niveau des ménages composants les deux sous échantillons, alors on est en présence d'un biais de sélection. Le biais de sélection induit par les différences dans les échantillons, peut conduire à des estimations biaisées des paramètres du modèle concernant le sous échantillon des « ménages bénéficiaires des envois de fonds ». Pour identifier ce biais, nous allons utiliser la méthode de détection de biais de sélection fondée sur le test de Heckman (1979). Ensuite, en fonction des résultats obtenus sur l'existence ou non d'un biais de sélection, une correction sera effectuée en introduisant les ratios de Mills inversés².

$$^1 P_\alpha (y, z) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q \left(\frac{z - y_i}{z} \right)^\alpha \text{ avec } \alpha \geq 0.$$

y_i est le revenu du ménage i ; z est le seuil de pauvreté.

α , exprime le degré de préoccupation causé par l'écart proportionnel par rapport à la ligne de pauvreté (z).

Pour $\alpha = 0$; l'indice de pauvreté FGT mesure l'incidence de la pauvreté

Pour $\alpha = 1$; l'indice de pauvreté FGT mesure la profondeur de la pauvreté

Pour $\alpha = 2$; l'indice de pauvreté FGT mesure la sévérité de la pauvreté

² Rapport de la fonction de densité de probabilité sur la fonction de distribution cumulative d'une distribution.

Pour les bénéficiaires des envois de fonds ($Y_i=1$) $\lambda_{1i} = \frac{\phi(\frac{\mu}{\sigma})}{\Phi(\frac{\mu}{\sigma})}$; avec $\mu = E(Y/Y^*=1)$ et $\sigma = \sigma_u$

Pour les non bénéficiaires des envois de fonds ($Y_i=0$) $\lambda_{0i} = \frac{-\phi(\frac{\mu}{\sigma})}{1-\Phi(\frac{\mu}{\sigma})}$; avec $\mu = E(Y/Y^*=0)$ et $\sigma = \sigma_u$

B Test de biais de sélection

Pour analyser le biais de sélection, on utilisera : (i) un modèle de sélection de type logit binomial développé par Lee et autres (1983), (ii) deux modèles de dépenses destinés respectivement aux ménages bénéficiaires et aux ménages non bénéficiaires des envois de fonds.

2. Le modèle de sélection (modèle logit)

$$Y_i^* = Z_i \alpha + \eta_i \quad (1)$$

Y_i^* est la variable dépendante de l'équation de sélection (1). Y_i^* est une variable binaire ($Y_i^*=1$ si le ménage i bénéficie des envois de fonds ; $Y_i^* = 0$ si le ménage i ne bénéficie pas d'envois de fonds)

Z_i est la matrice des variables explicatives du ménage i relative à l'équation (1), α est le vecteur des coefficients des variables explicatives respectives.

η_i est indépendant de la matrice Z des variables explicatives.

En réalité, Y_i^* n'est pas observable; c'est plutôt l'appartenance du ménage i à l'un des deux groupes 0 ou 1 qui est observée. L'estimation de Y_i^* s'effectuera suivant un modèle de type logit binomial, et concernera l'ensemble des ménages. Cette première équation est dite de sélection.

En tenant en compte des variables explicatives usuelles, la forme du modèle de sélection sera la suivante :

$$\text{Prob}(Y^* = \text{reçoit /ne reçoit pas}) = f[(\text{Caractéristiques démographiques du ménage, Capital humain du chef du ménage, Statut de travail du chef du ménage, Lieu de résidence du ménage})] \quad (2)$$

Dans la littérature relative aux fonctions des envois de fonds, les caractéristiques démographiques comme l'âge du chef de ménage, le nombre d'hommes âgés plus de 15 ans et le nombre d'enfants (moins de cinq ans) affectent la probabilité d'émigrer (donc affectent la probabilité pour les familles de recevoir des envois de fonds). Ainsi, certains auteurs comme, Adams(1993) et Lipton (1980) ont suggéré que la migration est un cycle de vie dont l'âge des chefs de ménage, le nombre d'hommes âgés plus de 15 ans affectent positivement la probabilité pour ses membres d'émigrer (de recevoir des envois de fonds). Par contre, le nombre d'enfants moins de cinq ans affectent négativement la probabilité d'émigrer (donc de recevoir des envois de fonds). Les variables du capital humain affectent aussi la migration et les envois de fonds en ce sens que plus il y a des personnes qualifiées (éduquées), plus ces personnes aspirent à des emplois plus rémunérateurs, donc ont tendance à partir à l'extérieur, là où le niveau de revenu est plus élevé, Schultz, (1982) et Todaro(1970). La situation scolaire du père peut influencer la probabilité des membres du ménage à émigrer donc à « bénéficier des envois de fonds ». Dans une certaine mesure où la migration est sélective, le statut de travail du chef de ménage pourrait influencer à la décision de migration. Par exemple, les personnes issues des ménages dont le chef occupe un emploi qualifié ont une forte probabilité d'émigrer, lorsque la migration touche les « cadres qualifiés ». Inversement, les membres des ménages issus des ménages dont le chef occupe un emploi sans qualification auront une forte probabilité d'émigrer, lorsque la migration touche la population pauvre (cas des Comores). La région ou milieu de résidence du ménage, peut jouer un rôle dans la probabilité d'émigration et de bénéficier des envois de fonds. Ainsi lorsque dans un pays, les habitants de certaines régions ont une tradition d'émigration, alors les variables relatives au lieu de résidence affecteront positivement la probabilité d'émigration/recevoir des envois de fonds.

Le modèle logit ainsi défini, sera estimé sur l'ensemble des 2393 ménages que compte la base des données.

3. Le modèle des dépenses

L'un des problèmes économétriques liés à cette méthode, est le choix des variables indépendantes qui expliquent à la fois la première équation de sélection, c'est à dire celle relative à la migration et aux envois de fonds et les deux autres équations de dépenses des ménages. On va

considérer que les déterminants d'envoi de fonds aux Comores dans le modèle des envois de fonds (équation de sélection), constituent en même temps les variables explicatives qui seront utilisées dans les deux équations de dépenses.

$$\text{Ln}(Y_{i,0}) = X_i \beta_0 + \gamma_0 \lambda_{0,i} + \mu_{i,0} \quad (3) \text{ pour } Y_i^* = 0 \text{ (non bénéficiaires des envois de fonds)}$$

$$\text{Ln}(Y_{i,1}) = X_i \beta_1 + \gamma_1 \lambda_{1,i} + \mu_{i,1} \quad (4) \text{ pour } Y_i^* = 1 \text{ (bénéficiaires des envois de fonds)}$$

$Y_{i,0}$ et $Y_{i,1}$ représentent les dépenses par tête excluant les envois de fonds, respectivement pour les ménages « non bénéficiaires des envois de fonds » et ceux « bénéficiaires des envois de fonds »

X_i est la matrice des variables explicatives des ménages i relatives aux équations (3), (4)

β_0 et β_1 sont les coefficients des variables explicatives respectives pour chacune des deux équations.

$\lambda_{0,i}$ et $\lambda_{1,i}$ correspondent aux ratios de Mills inversés respectivement pour les deux sous échantillons de ménages « bénéficiaires » et « non bénéficiaires » des envois de fonds.

γ_0 et γ_1 sont les coefficients associés aux ratios de Mills.

$\mu_{i,0}$ et $\mu_{i,1} \sim N(0, \sigma)$ et sont indépendants de la matrice X des variables explicatives.

Le modèle des dépenses est formé par deux équations semblables et estimées sur les deux sous échantillons suivants : (i) les bénéficiaires des envois de fonds ($Y_{i,1}$) et (ii) les non bénéficiaires des envois de fonds ($Y_{i,0}$). Elles seront estimées à l'aide des MCO sur chacun des deux sous échantillons correspondants. Les variables explicatives sont les mêmes que celles de l'équation de sélection (Y_i^*). Les variables dépendantes $Y_{i,0}$ et $Y_{i,1}$ qui correspondent aux dépenses des ménages par tête sont observables et continues.

La méthode d'estimation repose sur l'utilisation d'un procédé en deux étapes, développée par Heckman. La résolution de la première équation de type logit, fournit les ratios de Mills inversés λ_i . Ces ratios seront introduits comme variables explicatives dans les deux équations de dépense pour détecter l'existence éventuelle d'un biais de sélection. Le procédé à deux étapes, nécessite que le modèle soit identifiable, c'est-à-dire qu'il y ait au moins une variable indépendante de l'équation de sélection (première équation) qui n'est pas incluse dans les deux équations de dépense. Les équations de dépense (3) et (4) ont comme variables dépendantes les dépenses par tête des ménages « excluant les envois de fonds ».

De ce qui précède, les équations des dépenses auront la forme suivante :

$$\text{Ln} [\text{Dépense/tête (excluant les envois de fonds)}] = f [(\text{Caractéristiques démographiques du ménage, Capital humain du chef du ménage, Statut de travail du chef du ménage, Lieu de résidence du ménage}), \lambda_i] \quad (5)$$

λ_i correspond aux ratios de Mills inversé.

Cette équation sera estimée auprès des ménages : (i) « bénéficiaires des envois de fonds » et (ii) « non bénéficiaires des envois de fonds ». On analysera par la suite, la significativité des coefficients des variables de contrôles λ_i . Lorsque les coefficients $\lambda_{i,0}$ et $\lambda_{i,1}$ sont significatifs, on dira que les ménages qui disposent des migrants et qui bénéficient des envois de fonds ont été sélectionnés suivant des critères non observables. Ils ne se répartissent donc pas aléatoirement et uniformément dans l'échantillon. Autrement dit, les deux sous échantillons sont différents. Il faudra alors par la suite corriger le biais de sélection par l'introduction dans l'équation des dépenses des ménages « non bénéficiaires » des envois de fonds de la variable de contrôle (λ_i). Inversement, si les coefficients $\lambda_{i,0}$ et $\lambda_{i,1}$ ne sont pas significatifs, alors il n'y a pas de biais de sélection dans l'échantillonnage (les deux sous échantillons se ressemblent), auquel cas, il n'y aurait pas nécessité de corriger les équations de dépense par l'introduction des variables de contrôle (ratios de Mills).

3. Résultats

1. Estimation du modèle de sélection (modèle logit binomial)

Le tableau 1 présente les résultats de l'estimation par la méthode logit binomial, du modèle de sélection. Nous observons d'abord que l'âge du chef du ménage joue positivement sur la sélection des ménages «bénéficiaires des envois de fonds». Le lieu de naissance du chef du ménage joue aussi un rôle pour la sélection des ménages bénéficiaires des envois de fonds. En effet, les chefs de ménage nés à l'étranger ont plus de chance de bénéficier des envois de fonds que ceux nés aux Comores. Il est aussi à noter que les ménages dont le père est encore en vie ont moins de chance d'être sélectionnés parmi les bénéficiaires des envois de fonds.

En ce qui concerne les variables relatives à la composition des ménages, le signe négatif du coefficient de la variable «nombre d'enfants moins de cinq ans » est conforme aux résultats prévus dans la littérature, à savoir que la probabilité d'émigrer ou de «bénéficier des envois de fonds » diminue avec le nombre d'enfants moins de cinq ans. Quant à la variable «nombre d'hommes âgés plus de 15 ans», le signe négatif du coefficient ne correspond pas aux attentes. En effet, contrairement à ce qui est développé dans la littérature, la probabilité de recevoir des fonds aux Comores diminue avec l'effectif d'hommes âgés plus de 15 ans. Il est utile de rappeler que la littérature sur les migrants et les envois de fonds, stipule que les envois de fonds augmentent avec l'effectif des hommes âgés de plus de 15 ans. Ces résultats qui paraissent controversés ne le sont pas pour autant si on tient en compte du fait que ce sont les ménages bénéficiaires et non les migrants qui sont considérés dans notre cas. En effet, les ménages qui reçoivent plus d'envois de fonds, sont ceux qui disposent le plus de migrants âgés plus de 15 ans. Autrement dit, plus sont nombreux les migrants de plus de 15 ans, moins nombreux seront les bénéficiaires âgés plus de 15 ans dans le même ménage, et vice versa. La probabilité de recevoir des fonds est alors grande chez les ménages qui disposent moins d'hommes âgés de plus de 15 ans (donc plus de migrants âgés de plus de 15 ans).

Les résultats obtenus sur les variables du capital humain, reflètent une réalité connue sur les envois de fonds. Bien que non significatifs, les coefficients diminuent suivant le diplôme du chef de ménage. Autrement dit, plus le chef de ménage est instruit, moins il aura de chance de bénéficier des envois de fonds extérieurs. Ce constat confirme le fait que les envois de fonds bénéficient plus aux non diplômés. Il faut aussi noter le signe positif et significatif du coefficient de la variable « école coranique ». Cela dit, les chefs des ménages qui ont fréquenté l'école coranique ont plus de chance de recevoir des envois de fonds extérieurs. On note ainsi, que les ménages dirigés par des chefs de niveau coranique, se comportent de la même façon (en termes de chance de recevoir des envois de fonds) que les diplômés du primaire, et les non diplômés.

En ce qui concerne le statut de travail, les chefs de ménage qui disposent d'un travail rémunéré ont moins de chance de recevoir des envois de fonds. Ce qui est conforme aux résultats précédents, qui avaient montré que plus le chef de ménage est instruit (ayant généralement un revenu), moins il a de chance de recevoir des fonds. Toutefois, on observe que les ménages dont le chef est un salarié protégé ont plus de chance de recevoir des fonds que les autres catégories de ménages. Cela pourrait être en contradiction avec les résultats précédents, sur une relation négative entre «bénéficiaires des envois de fonds » et «travail rémunéré ». Une des explications à ce phénomène est le dilemme entre «travail réellement rémunéré durant les douze derniers mois » et « salarié protégé » qui englobent généralement des fonctionnaires qui n'ont pas une rémunération régulière durant les douze derniers mois (car accumulent des arriérés de paiement). Il s'avère alors que les déclarés « chômeurs » ou « inactifs », de par leurs activités « non déclarés » auraient probablement effectué un travail rémunéré durant les douze derniers mois.

Enfin les variables de localisation des ménages influencent positivement sur la probabilité de recevoir des envois de fonds pour les ménages résidant en Grande Comore (en milieu rural comme en milieu urbain), comparativement aux ménages résidants dans la capitale (Moroni). Inversement, les ménages résidants à Mohéli en milieu rural et à Mohéli en milieu urbain ont moins de chance de recevoir des envois de fonds, par rapport aux ménages résidants dans la capitale Moroni.

Tableau 1 : Coefficients de régression de l'estimation logistique binaire de l'équation de sélection

Variable dépendante : (Reçoit oui = 1 ; non = 0)

Variabiles indépendantes	B	Wald	Exp(B)
Constante	-0,41	0,20	0,66
Caractéristiques démographiques du ménage			
L'âge du chef de ménage (Age)	0,04*	3,58	1,04
Age ²	0,00	1,62	1,00
Lieu de naissance du Chef de ménage (Etranger : 0 ; Comores :1)	-0,78	1,59	0,46
Le sexe du chef de ménage (F=0 ; H=1)	-0,37***	7,40	0,69
Taille du ménage (taille)	-0,02	0,05	0,98
Taille ²	0,00	0,33	1,00
Le père est encore en vie (Oui = 1 ; Non = 0)	-0,27*	3,64	0,76
Nombre d'enfants < 5ans	-0,13**	4,84	0,88
Nombre d'hommes âgés plus de 15 ans	-0,08*	3,23	0,92
Capital humain : Education du chef de ménage			
Le chef de ménage a fréquenté l'école coranique (Oui = 1;Non = 0)	0,63***	9,85	0,53
Le chef de ménage a un diplôme de niveau primaire	0,05	0,05	1,05
Le chef de ménage a un diplôme de niveau secondaire	-0,36	1,04	0,70
Le chef de ménage a un diplôme de niveau technique	-0,14	0,09	0,87
Le chef de ménage a un diplôme de niveau supérieur	-0,69*	2,40	0,50
Statut de travail du Chef de ménage			
Le Chef de ménage a un travail rémunéré (Oui = 1 ; Non = 0)	-0,58***	15,76	0,56
Apprenti (Oui = 1 ; Non = 0)	-0,86**	5,82	0,43
Salarié non protégé (Oui = 1 ; Non = 0)	-0,03	0,01	0,97
Micro entrepreneur (Oui = 1 ; Non = 0)	0,10	0,07	1,11
Indépendant et Informel (Oui = 1 ; Non = 0)	-0,55*	3,36	0,58
Agriculteur vivrier (Oui = 1 ; Non = 0)	-0,52*	3,61	0,59
Agriculteur de rente (Oui = 1 ; Non = 0)	-0,53*	3,38	0,59
Eleveur & divers (Oui = 1 ; Non = 0)	-0,65**	3,71	0,52
Pêcheur & divers (Oui = 1 ; Non = 0)	-1,16***	6,88	0,31
Chômeur (Oui = 1 ; Non = 0)	-0,84**	4,49	0,43
Inactif (Oui = 1 ; Non = 0)	-0,70**	5,78	0,50
Lieu de résidence du ménage			
Le ménage habite la Grande Comore en milieu urbain (Oui=1 Non=0)	1,26***	14,21	3,51
Le ménage habite la Grande Comore en milieu rural (Oui=1 Non=0)	0,80***	11,02	2,24
Le ménage habite Anjouan en milieu urbain (Oui=1 Non=0)	-0,34	1,67	0,71
Le ménage habite Anjouan en milieu rural (Oui=1 Non=0)	0,08	0,11	1,08
Le ménage habite Mohéli en milieu urbain (Oui=1 Non=0)	-1,64***	10,75	0,19
Le ménage habite Mohéli en milieu rural (Oui=1 Non=0)	-1,31***	6,92	0,27

2 Log vraisemblance 2231,2

(*) Significatif au seuil 10%

(**) significatif au seuil 5%

(***) significatif au seuil 1%

N : 2338 (données pondérées)

 χ^2 : 231,7Pseudo R² : 0,10

2. Estimation du modèle des dépenses pour les deux groupes de ménages

On introduira les ratios inversés de Mills calculés dans le modèle de sélection, pour les équations de dépense.

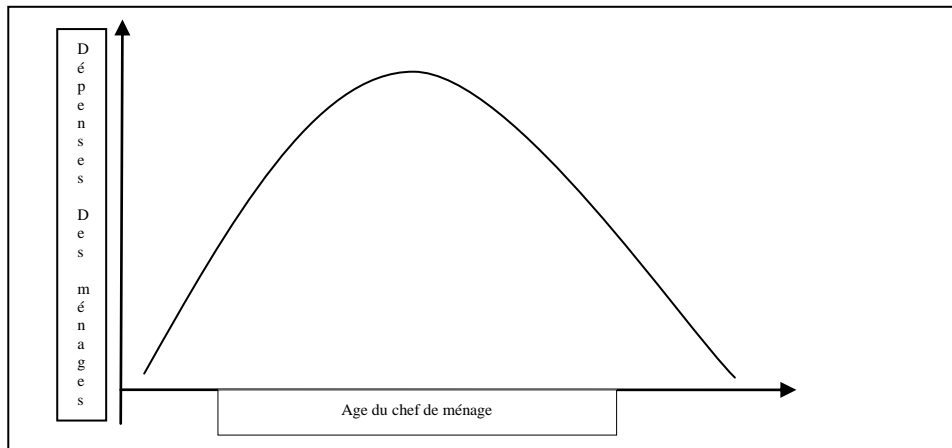
Pour tester la significativité du biais de sélection, on estimera l'équation des dépenses (5) pour les deux échantillons suivantes : (i) les ménages bénéficiaires des envois de fonds et (ii) les ménages non bénéficiaires des envois de fonds.

Pour chacune des deux sous échantillons, on procédera à deux estimations : (i) une première, incluant le ratio inversé de Mills et (ii) une deuxième, excluant le ratio inversé de Mills (ce qui revient à une estimation de type MCO).

Les résultats obtenus sur les estimations par les MCO et ceux corrigés du biais de sélection de l'échantillon sont présentés dans le tableau 10 en annexes.

D'une façon générale, la plupart des coefficients obtenus présentent les signes prévus. Par exemple, il ressort une relation en forme de U renversé entre les dépenses des ménages et l'âge du chef de ménage. Cela dit, les dépenses croissent pendant que le chef de ménage est en âge de travailler (en activité) et décroissent ensuite après la retraite (fin de la vie active).

Graphique 1 : Evolution des dépenses des ménages suivant l'âge du chef de ménage



Par ailleurs, la taille des ménages ont un effet négatif sur les dépenses par tête des ménages. En effet, plus sont nombreuses les personnes habitant dans un ménage, moins serait la dépense unitaire des ménages (économie d'échelle). Les coefficients des variables relatives au capital humain ne sont pas tous significatifs. Par contre, il apparaît clairement que les dépenses des ménages excluant les envois de fonds augmentent lorsque le chef de ménage est diplômé technique. Le coefficient est significativement positif dans tous les cas de figure. De même, pour les ménages qui ne bénéficient pas des envois de fonds, les dépenses des ménages augmentent lorsque le chef de ménage est diplômé du supérieur. Ces résultats sont conformes avec la théorie du capital humain. En ce qui concerne le statut de travail du chef de ménage, la plupart des coefficients ne sont pas significatifs, sauf dans une certaine mesure, pour les agriculteurs de rente qui influent positivement sur le niveau des dépenses des ménages. Inversement, les inactifs ont un effet négatif sur les dépenses des ménages. Les coefficients sont significatifs pour la catégorie des ménages « non bénéficiaires des envois de fonds ». Le résultat le plus important qui apparaît dans le tableau 10 est la significativité de la variable (λ). Il apparaît que pour l'échantillon des ménages bénéficiaires des envois de fonds, un biais de sélection a été détecté, par la significativité de la variable (λ). Ce qui laisse présager que les ménages appartenant à l'échantillon des « bénéficiaires des envois de fonds » ne sont pas aléatoirement répartis au sein de la population. L'une des raisons qui peut expliquer ce biais est qu'en règle générale, la plupart des migrants qui envoient des fonds, sont sélectionnés, suivant leur niveau de qualification. Il a été observé dans une enquête auprès des migrants comoriens en France, et il apparaît que 66 pour cent des envois de fonds sont issus des milieux de basse qualification (BAD, 2008). On assiste alors aux Comores à un phénomène inverse de la migration. Contrairement à beaucoup de cas développés dans la littérature, la migration comorienne est plutôt sélective dans le sens d'une main d'œuvre non qualifiée, et non une main d'œuvre, comme c'est le cas dans nombreux pays en développement exportateur de main d'œuvre (fuite des cerveaux). On note, par ailleurs que le facteur λ n'est pas significatif au sein de l'échantillon des « non bénéficiaires des envois de fonds ». Ce qui signifie que la population des « non bénéficiaires » est relativement homogène (caractéristiques plus proches de l'ensemble des ménages). Autrement dit, le sous échantillon des ménages non bénéficiaires des envois de fonds est plutôt réparti aléatoirement au sein de la population.

A Problèmes liés aux résidus du modèle des ménages bénéficiaires

Rappelons qu'après estimation, l'équation des dépenses des ménages non bénéficiaires des envois de fonds ($Y_i^* = 0$), s'écrit de la manière suivante :

$$\text{Log}(Y_{i,0}) = \text{Log} \hat{Y}_{i,0} + \hat{u}_{i,0} \text{ pour } Y_i^* = 0 \quad (6)$$

où $Y_{i,0}$ et $\hat{Y}_{i,0}$ représentent respectivement les dépenses observées et les dépenses estimées des ménages qui ne bénéficient pas des envois de fonds; $\hat{u}_{i,0}$ est le résidu. Cependant, on ne connaît pas, pour les ménages bénéficiaires des envois de fonds la valeur des résidus $\mu_{i,1}$. En effet, par construction du modèle, on dispose par simulation (application des coefficients estimés) de l'estimation de la partie observable des dépenses des ménages bénéficiaires des envois de fonds, c'est-à-dire celle qui est expliquée par les variables exogènes. Par contre, nous ne connaissons pas la partie inobservable, à savoir le résidu ($\mu_{i,1}$). Il est donc nécessaire d'estimer ce résidu.

B Simulation des résidus par la méthode Monte Carlo

On suppose que (i) la variance σ_0 des $\mu_{i,0}$ est constante ; (ii) nous supposons aussi que les variances des $\mu_{i,0}$ des ménages qui ne bénéficient pas des envois de fonds et celle des autres ménages, sont identiques. Sous ces deux hypothèses, nous simulons pour chaque ménage qui bénéficie des envois de fonds ($Y_i^* = 1$) un résidu à l'aide de la méthode de Monte Carlo :

$$\hat{u}_{i,1} = \sigma_0 \Phi^{-1}(r)$$

où r est un nombre aléatoire compris entre $[0,1)$. Φ^{-1} est la fonction inverse de la loi cumulative d'une loi normale. $\hat{u}_{i,0}$ suit ainsi une loi normale de paramètres $N(0, \sigma_0^2)$

Nous allons simuler ce résidu pour chaque ménage appartenant à la catégorie des bénéficiaires des envois de fonds.

À partir de (3), nous pouvons calculer une variance σ_0^2 des $\hat{u}_{i,0}$, pour les ménages qui ne bénéficient pas des envois de fonds ($Y_i^* = 0$).

Après l'estimation des résidus $\hat{u}_{i,1}$, nous pourrions utiliser les deux équations de dépense suivantes :

(i) Pour les ménages qui ne bénéficient pas des envois de fonds :

$$\text{Ln}(Y_{i,0}) = X_i \beta_0 + \gamma_0 \lambda_{0,i} + \hat{u}_{i,0} \quad (7)$$

(ii) Pour les ménages qui bénéficient des envois de fonds :

$$\text{Ln}(Y_{i,1}) = X_i \beta_0 + \gamma_0 \lambda_{1,i} + \sigma_0 \Phi^{-1}(r) \quad (8)$$

- (i) $Y_{i,0}$ et $Y_{i,1}$ représentent respectivement les estimations des dépenses des ménages non bénéficiaires et bénéficiaires des envois de fonds.
- (ii) X_i , représente la matrice des variables explicatives (les mêmes que celles utilisées dans le modèle (5))
- (iii) β_0 sont les coefficients calculés sur les 1746 ménages qui ne bénéficient pas des envois de fonds
- (iv) $\lambda_{0,i}$ est la variable de correction du biais de l'échantillonnage (λ) et γ_0 le coefficient de la variable de correction

3. Utilisation des coefficients obtenus du modèle des dépenses des ménages non bénéficiaires des envois de fonds

Le tableau 2 présente les résultats de l'estimation de l'équation des dépenses des ménages non bénéficiaires des envois de fonds, avec correction de biais de sélection.

Les coefficients obtenus dans le tableau 2 seront utilisés pour estimer les dépenses par tête «excluant les envois de fonds extérieurs» pour les deux groupes de ménage en utilisant les équations corrigés des biais de sélections et avec estimation des résidus, à savoir :

- (i) l'équation (7) pour les ménages non bénéficiaires des envois de fonds extérieurs.
- (ii) l'équation (8) pour les ménages bénéficiaires des envois de fonds extérieurs.

Tableau 2 : Coefficients de régression de l'estimation de l'équation des dépenses « excluant les envois de fonds » corrigé du biais de sélection (λ_i), (MCO)

Variable dépendante : Ln (dépense par tête excluant les envois de fonds)

Variables indépendantes	coefficients	Variables indépendantes (suite)	coefficients
Constant	13,51** (38,40)	Statut de travail du Chef de ménage	
Caractéristiques démographiques du ménage		Le Chef de ménage a un travail rémunéré (Oui = 1 ; Non = 0)	0,07 (1,14)
Age du chef de ménage (Age)	0,01 (0,63)	Salarié non protégé (Oui = 1 ; Non = 0)	-0,07 (-0,92)
Age ²	0,00 (-0,58)	Micro entrepreneur (Oui = 1 ; Non = 0)	-0,06 (-0,44)
Lieu de naissance du Chef de ménage (Etranger : 0 ; Comores :1)	0,14 (0,61)	Indépendant et Informel (Oui = 1;Non = 0)	0,14 (1,55)
Taille du ménage (taille)	-0,26** (-9,12)	Agriculteur vivrier (Oui = 1 ; Non = 0)	-0,09 (-1,17)
Taille ²	0,01** (5,20)	Agriculteur de rente (Oui = 1 ; Non = 0)	0,14 (1,64)
Nombre d'enfants < 5ans	-0,01 (-0,31)	Eleveur & divers (Oui = 1 ; Non = 0)	0,03 (0,32)
Nombre d'hommes âgés plus de 15 ans	-0,02 (-1,28)	Pêcheur & divers (Oui = 1 ; Non = 0)	-0,22 (-1,74)
Capital humain : Education du chef de ménage		Chômeur (Oui = 1 ; Non = 0)	0,18 (1,39)
Le chef de ménage a fréquenté l'école coranique (Oui = 1;Non = 0)	0,02 (0,26)	Inactif (Oui = 1 ; Non = 0)	-0,16* (-1,88)
Le chef de ménage a un diplôme de niveau primaire	0,05 (0,62)	Lieu de résidence du ménage	
Le chef de ménage a un diplôme de niveau secondaire	0,25* (2,34)	Le ménage habite la Grande Comore en milieu urbain (Oui=1 Non=0)	0,20 (1,03)
Le chef de ménage a un diplôme de niveau technique	0,36* (2,32)	Le ménage habite la Grande Comore en milieu rural (Oui=1 Non=0)	-0,21* (-1,88)
Le chef de ménage a un diplôme de niveau supérieur	0,80** (6,20)	Le ménage habite Anjouan en milieu urbain (Oui=1 Non=0)	0,07 (0,73)
		Le ménage habite Anjouan en milieu rural (Oui=1 Non=0)	-0,01 (-0,07)
		Le ménage habite Mohéli en milieu urbain (Oui=1 Non=0)	-0,03 (-0,24)
		Le ménage habite Mohéli en milieu rural (Oui=1 Non=0)	0,01 (0,05)
		Lambda (γ_0)	-0,46 (-1,62)

R² ajusté : 0,214

Test de Fisher : 15,35

N (données pondérées)

1746 ménages non bénéficiaires des envois de fonds)

Une fois les dépenses « excluant les envois de fonds » estimées, les dépenses totales des ménages « incluant les envois de fonds » sont calculées en rajoutant les montants bruts des envois de fonds extérieurs, aux montants des dépenses estimées «excluant les envois de fonds. On notera ainsi, qu'en ce qui concerne les ménages qui ne bénéficient pas des envois de fonds, les dépenses estimées « excluant les envois de fonds » sont égales aux dépenses estimées « incluant les envois de fonds ».

4. Caractéristiques des ménages fondées sur les dépenses estimées

A Dépenses des ménages bénéficiaires et non bénéficiaires des envois de fonds

Le tableau 3 présente les dépenses estimées des ménages bénéficiaires et non bénéficiaires des envois de fonds suivant qu'on exclue ou non les envois de fonds dans les dépenses des ménages.

Tableau 3: Dépenses estimées par tête des ménages bénéficiaires et non bénéficiaires des envois de fonds

	Ne Bénéficie pas des envois de fonds	Bénéficie des envois de fonds	Pourcentage de variation par rapport aux non bénéficiaires
Dépense estimée excluant les envois de fonds	641 337 Fc	616 106 Fc	-4%
Dépense estimée incluant les envois de fonds	641 337 Fc	684 675 Fc	+7%
N	1746	592	

N = 2338 ménages; 592 ménages bénéficiaires des envois de fonds et 1746 ménages non bénéficiaires des envois de fonds.

Toutes les données sont calculées sur la base de l'estimation des dépenses par tête

Toutes les données sont pondérées.

En 2004, 1 US\$ = 400 Fc.

Source: Calculé sur la base de l'Enquête Intégrale des ménages (EIM/2004).

Les dépenses moyennes estimées des ménages lorsqu'on exclue les envois de fonds, s'élèvent à 641 337 Fc chez les non bénéficiaires et à 616 106 chez les bénéficiaires des envois de fonds. Ce qui montre qu'en excluant les envois de fonds dans les dépenses, les ménages bénéficiaires des envois de fonds dépensent en moyenne 4 pour cent en moins par rapport aux non bénéficiaires des envois de fonds (tableau 3). En incluant les envois de fonds dans les dépenses estimées, la situation s'inverse. Les ménages qui bénéficient des envois de fonds disposent de 7 pour cent de dépenses par tête en plus par rapport aux ménages « non bénéficiaires des envois de fonds » (tableau 3).

B Indices de pauvreté des ménages bénéficiaires et non bénéficiaires des fonds

Le calcul des indices de pauvreté au sein des sous populations composées des « bénéficiaires » et « non bénéficiaires » des envois de fonds, donne les résultats présentés dans le tableau 4.

Tableau 4 : Pauvreté au sein des populations bénéficiaires et non bénéficiaires des envois de fonds

	Non Bénéficiaires des envois de fonds en %	Bénéficiaires des envois de fonds en %	Ecart de pauvreté
	(1)	(2)	(3) ³
P0	39,4	27,1	12,3
P1	13,1	8,6	4,6
P2	6,1	3,8	2,2
IG	0,54	0,43	0,12
N	1746	592	

N = 2338 ménages; 592 ménages bénéficiaires des envois de fonds et 1746 ménages non bénéficiaires des envois de fonds.

Toutes les données sont calculées sur la base de l'estimation des dépenses par tête. Toutes les données sont pondérées.

Source: Calculé sur la base de l'Enquête Intégrale des ménages (EIM/2004).

Sur la base des dépenses estimées, la pauvreté des ménages bénéficiaires des envois de fonds est de 27,1 pour cent, soit 32,8 pour cent des individus. Celle des ménages non bénéficiaires des envois de fonds est de 39,4 pour cent, soit 47,7 pour cent en termes d'individus. Il apparaît ainsi, un écart de pauvreté assez important entre les deux sous échantillons. L'incidence de pauvreté enregistre un écart de 12,3 points en moins chez les ménages bénéficiaires. La profondeur et la sévérité enregistrent respectivement des écarts de 4,6 points et 2,2 points en moins. Il en est de même pour les inégalités, qui sont plus importantes chez les ménages non bénéficiaires des envois de fonds que chez ceux qui bénéficient des envois de fonds. L'indice de Gini enregistre ainsi un écart de 0,12 point entre les deux distributions de ménage.

³ est égale à colonne (1) moins colonne (2)

Compte tenu des différences constatées de l'ensemble des indices de pauvreté, entre les ménages bénéficiaires et non bénéficiaire, il est important de faire une analyse plus approfondie qui permettrait de constater si réellement, les ménages bénéficiaires des envois de fonds sont moins pauvres que ceux non bénéficiaires, en présence des envois de fonds ? Pour répondre à cette question, sans trop de risque de se tromper, nous allons procéder à un test de dominance stochastique.

C *Dominance stochastique*

La dominance stochastique, pour différents ordres, permet de prédire, pour des classes d'indices, si la pauvreté, le bien être et l'inégalité sont plus ou moins élevés dans une distribution que dans une autre. Pour pouvoir affirmer sans risque de se tromper que les ménages vivant au sein de la population non bénéficiaire connaît plus de pauvreté et d'inégalités, donc moins de bien être que ceux de la population des bénéficiaires des envois de fonds, nous allons utiliser le test de dominance stochastique. En d'autres termes, la robustesse des comparaisons de pauvreté, tout comme d'inégalité et de bien être, exige des jugements fondés sur des classements exempts d'ambiguïté.

a *Dominance stochastique de second ordre*

Le test de dominance de second ordre utilise l'approche de Jenkins et Lambert, fondée sur les « Three 'I' Poverty »⁴ - TIP. Les courbes TIP permettent de résumer les trois dimensions de la pauvreté (Incidence, Intensité et Inégalité) à l'aide d'un graphique, ayant comme abscisses les proportions cumulées des ménages ou individus et ayant comme ordonnées, les écarts cumulés de la pauvreté par tête (normalisées ou non).

Soit $x=(x_1,x_2,\dots,x_n)$ une distribution de dépenses ou de revenus de n ménages/individus pour lesquels les x_i ($i \leq n$) ont été rangées par ordre croissant :

$0 \leq x_1 \leq x_2 \leq \dots \leq x_n$. Soit Γ_{xi} , le vecteur des écarts de pauvreté par rapport au seuil de pauvreté z , associé aux dépenses x_i

$$\Gamma_{xi} = \max [(z-x_i)/z, 0]$$

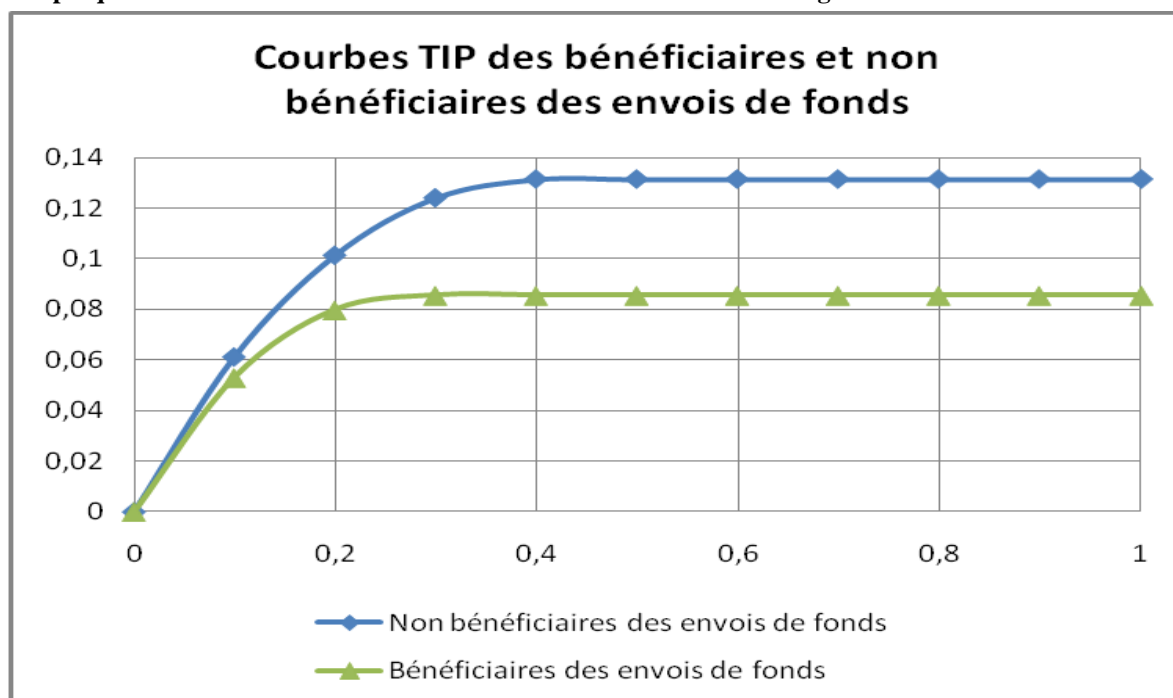
Une courbe TIP peut s'écrire sous la forme TIP (Γ,p) où p représente la proportion cumulée des ménages/individus, correspondant aux dépenses/revenus x_i . La courbe TIP (Γ,p) est une fonction croissante, concave de p , la pente inhérente à un quantile donné, indique l'écart de pauvreté correspondant à ce quantile. La courbe atteint son maximum, au point $p = p_0$ ⁵ correspondant à l'incidence de pauvreté. L'ordonnée du point maximum ($p = p_0$) correspond à l'intensité de pauvreté égale à p_1 (profondeur). A partir de ce point, les dépenses par tête sont supérieures ou égales au seuil de pauvreté z , donc la courbe TIP prend une valeur constante égale à p_1 . L'inégalité des pauvres p_2 (sévérité) est donnée par la courbure de la courbe TIP dans l'intervalle $[0, p_0]$.

b *La courbe TIP*

La représentation graphique des écarts de pauvreté cumulés, suivant l'approche stochastique de second ordre (TIP) mettent en évidence une dominance de la courbe TIP de pauvreté des non bénéficiaires des envois de fonds sur celle des bénéficiaires des envois de fonds.

⁴ Les trois « I » désignent les trois indices de pauvreté (Incidence, Intensité et Inégalité). Le TIP est aussi appelé « courbe de Lorenz inverse généralisée ». Il est aussi appelé « poverty gap profile » (Shorrocks, 1995). Davidson et Duclos (1998) parlent de « cumulative poverty gap ».

⁵ p_0 est égale à q/n avec q désigne l'effectif des ménages/individus qui vivent en dessous du seuil de pauvreté et n désigne le nombre de ménages/individus

Graphique2 : Courbes de dominances TIP suivant la situation du ménage dans les envois de fonds

N = 2338 ménages; 592 ménages bénéficiaires des envois de fonds et 1746 ménages non bénéficiaires des envois de fonds. Toutes les données sont calculées sur la base de l'estimation des dépenses par tête. Toutes les données sont pondérées. Source: Calculé sur la base de l'Enquête Intégrale des ménages (EIM/2004).

On conclue ainsi que la courbe TIP des non bénéficiaires des envois de fonds domine celle des bénéficiaires ou encore d'une façon formelle :

$TIP(\Gamma_{\text{non bénéficiaires des envois de fonds}}, p) > TIP(\Gamma_{\text{bénéficiaires des envois de fonds}}, p)$ pour tout p appartient à $[0,1]$.

Ce qui montre que la pauvreté chez les non bénéficiaires des envois de fonds domine d'une manière stochastique la pauvreté chez les bénéficiaires des envois de fonds. Donc quelque soit le niveau du seuil de pauvreté, la pauvreté est plus élevée chez les ménages qui ne bénéficient pas des envois de fonds. Ce résultat important vient affirmer que les ménages qui bénéficient des envois de fonds disposent d'un bien être supérieur à celui des non bénéficiaires.

D Distribution des ménages bénéficiaires des envois de fonds par groupe de décile

La répartition des ménages bénéficiaires et des parts des envois de fonds dans les dépenses par groupe de déciles permet de mieux comprendre les impacts des envois de fonds sur la pauvreté suivant la catégorie des ménages. Sur la base des dépenses estimées excluant les envois de fonds, la population est d'abord répartie suivant les déciles des ménages. Ensuite, on calcule la proportion des bénéficiaires d'envois de fonds appartenant à chaque groupe de décile, ainsi que la proportion des envois de fonds correspondants. Les résultats de cette répartition sont présentés dans le tableau 5.

Tableau 5 : Distribution des ménages bénéficiaires des envois de fonds par groupe de décile (rangé suivant les dépenses par tête estimées de l'ensemble des ménages, excluant les envois de fonds)

	Proportion des ménages en pourcentage	Part des envois dans les dépenses par tête en pourcentage
1er décile	13,5	11,5
2ème décile	9,1	6,1
3ème décile	8,6	4,8
4ème décile	7,7	4,6
5ème décile	6,9	3
6ème décile	9,8	3,5
7ème décile	10,4	3
8ème décile	12,8	2,7
9ème décile	9,4	2,4
10ème décile	11,8	1
Total	100	

N=592 ménages bénéficiaires des envois de fonds

Toutes les données sont calculées sur la base de l'estimation des dépenses par tête. Toutes les données sont pondérées.

Source: Calculé sur la base de l'Enquête Intégrale des ménages (EIM/2004).

Il apparaît que les ménages bénéficiaires des envois de fonds se répartissent à travers les différents déciles comme suit : 38,9 % des ménages bénéficiaires des envois de fonds appartiennent entre le 1^{er} et le 4^{ème} décile correspondant aux classes les plus pauvres. Le reste des ménages qui représente 61,1% se situe entre le 5^{ème} et 10^{ème} décile, correspondant aux classes non pauvres. En ce qui concerne les envois de fonds extérieurs, nous observons qu'entre le premier et le quatrième décile, les parts des envois de fonds augmentent avec la pauvreté des ménages. Ainsi, ce sont les ménages appartenant au 1^{er} décile qui bénéficient le plus des envois de fonds en termes de proportion aux dépenses par tête (11,5 pour cent). Pour les ménages non pauvres (5^{ème} au 10^{ème} décile), les envois de fonds représentent entre 1 pour cent et 3,5 pour cent des dépenses des ménages.

5. Impact des envois de fonds sur la pauvreté

A Ensemble des ménages

Le tableau 6 considère l'ensemble des ménages. Le calcul des indices de pauvreté sont effectués sur la base des dépenses estimées. Au regard des résultats ci après, il apparaît que les envois de fonds qui représentent 2,5 pour cent des dépenses des ménages, contribuent significativement à réduire les indices de pauvreté de l'ensemble des ménages.

En excluant les envois de fonds dans les dépenses des ménages, la proportion des ménages pauvres est estimée à 37,9 pour cent, soit 45,9 pour cent en termes d'individus. En incluant les envois de fonds dans les dépenses des ménages, l'incidence de pauvreté est estimée à 36,5 pour cent des ménages, soit 44,2 pour cent en termes d'individus. Ces résultats montrent que les envois de fonds extérieurs réduisent les indices de pauvreté et des inégalités, mais à des ampleurs différentes. L'impact sur l'incidence de pauvreté (P0) est de -3,5 pour cent. Par contre, les envois de fonds réduisent plus la profondeur (P1) et la sévérité (P2) de pauvreté, respectivement de -5,8 pour cent et -7,4 pour cent pour l'ensemble des ménages. En ce qui concerne les inégalités mesurées par l'indice de Gini, on enregistre une faible variation due aux envois de fonds, (une baisse de -0,6 pour cent).

Tableau 6 : Pauvreté des ménages suivant la situation dans les envois de fonds.

	Excluant les envois de fonds	Incluant les envois de fonds	Variation
	(1) en %	(2) en %	en %
Incidence de Pauvreté - Ménages (P0)	37,9	36,5	-3,5
Incidence de Pauvreté - Individus (P0)	45,9	44,2	-3,5
Profondeur de la pauvreté (P1)	12,7	12,0	-5,8
Sévérité de la Pauvreté (P2)	6,0	5,6	-7,4
Indice de Gini (IG)	0,524	0,521	-0,6
Dépenses estimées excluant les envois de fonds (en Fc)	647 264	663 354	2,5%

N = 2338 ménages; 592 ménages bénéficiaires des envois de fonds et 1746 ménages non bénéficiaires des envois de fonds.

Toutes les données sont calculées sur la base de l'estimation des dépenses par tête. Toutes les données sont pondérées.

Source: Calculé sur la base de l'Enquête Intégrale des ménages (EIM/2004).

En résumé, sur la base des dépenses estimées, les envois de fonds réduisent les indices de pauvreté suivants (par ordre d'importance): la sévérité, la profondeur et l'incidence. Dans une moindre mesure, les inégalités connaissent une faible baisse sous l'effet des envois des fonds.

B Ménages suivant le groupe de décile

Le calcul des indices de pauvreté par groupe de décile aboutit aux résultats présentés dans le tableau 7.

Tableau 7 : Distribution des ménages par groupe de décile

	Part des envois de fonds dans les dépenses par tête	Excluant les envois de fonds (1)				Incluant les envois de fonds (2)				Variation (3)				N
		P0 (%)	P1 (%)	P2 (%)	IG	P0 (%)	P1 (%)	P2 (%)	IG	P0	P1	P2	IG	
D1	11,4	100,0	61,5	38,7	0,13	97,9	58,9	36,3	0,16	-2,1	-4,2	-6,2	21,5	234
D2	6,1	100,0	39,6	15,9	0,05	98,3	36,8	14,5	0,09	-1,7	-6,9	-9,3	79,6	234
D3	4,7	100,0	21,4	4,8	0,03	96,7	19,7	4,3	0,09	-3,3	-8,2	-10,7	164,5	234
D4	4,1	77,5	5,4	0,5	0,03	70,0	4,7	0,4	0,07	-9,7	-12,8	-14,0	110,2	234
N=2338	2,4	37,9	12,8	6,0	0,524	36,5	12,1	5,6	0,521	-3,5	-5,7	-6,7	-0,6	936

N = 2338 ménages; 592 ménages bénéficiaires des envois de fonds et 1746 ménages non bénéficiaires des envois de fonds.

Toutes les données sont calculées sur la base de l'estimation des dépenses par tête. Toutes les données sont pondérées.

Les déciles sont calculés à partir des dépenses par tête estimées des ménages, excluant les envois de fonds

Source: Calculé sur la base de l'Enquête Intégrale des ménages (EIM/2004).

Les principales observations que l'on peut tirer des résultats du tableau 3.12 sont les suivantes : (i) Premièrement, le seuil de pauvreté qui est égale à 285 144 Fc se situe au niveau du 4^{ème} décile. Ce qui correspond à la classe de la proportion des ménages vivant en dessous du seuil de pauvreté. Rappelons le que l'incidence de pauvreté des ménages calculé sur la base des dépenses estimées des ménages « excluant les envois de fonds » est de 37,9 pour cent, une proportion appartenant au 4^{ème} décile (40 pour cent des ménages les plus pauvres). (ii) Deuxièmement, on note une importance relative des parts des envois de fonds chez les ménages les plus pauvres. Ainsi les envois de fonds représentent 11,4 pour cent des dépenses estimées des ménages les plus pauvres (1^{er} décile). Cette proportion est de 6,1 pour cent chez les ménages appartenant au 2^{ème} décile. (iii) Troisièmement, les envois de fonds réduisent plus l'incidence de pauvreté (P0) des ménages appartenant aux déciles proches du seuil de pauvreté (D3 et D4). L'incidence de pauvreté (P0) baisse respectivement de -9,7 pour cent et de -3,3 pour cent, pour les ménages appartenant au 4^{ème} décile et pour ceux appartenant au 3^{ème} décile. (iv) Quatrièmement, les résultats basés sur les dépenses estimées

montrent que malgré l'écart entre le seuil de pauvreté et les montants des dépenses des ménages du 1^{er} décile, l'incidence de pauvreté du 1^{er} décile diminue de -2,1 pour cent sous l'effet des envois de fonds. Ce qui montre que les plus pauvres reçoivent des sommes relativement suffisantes leur permettant de dépasser le seuil de pauvreté. (v) Cinquièmement, On observe une forte augmentation des inégalités dues aux envois de fonds chez les ménages pauvres. L'indice de Gini augmente ainsi respectivement de +21,5 pour cent et de +79,5 pour cent, respectivement pour D1 et D2. Les variations des inégalités augmentent plus chez les ménages appartenant au 3^{ème} et 4^{ème} décile avec respectivement +164,5 pour cent et +110,2 pour cent sous l'effet des envois de fonds extérieurs.

C Synthèse de la variation de la pauvreté

Il apparaît sur la base des résultats obtenus à travers les dépenses estimées des ménages, que les envois de fonds contribuent à la réduction de la pauvreté aux Comores. Les indices de pauvreté et des inégalités diminuent dans tous les cas de figure, sous l'effet des envois de fonds, à des proportions différentes. Sur la base des dépenses estimées, l'incidence de pauvreté diminue de -0,035 pour cent pour une augmentation de 1 pour cent de la population bénéficiaire des fonds (tableau 8).

Tableau 8: Impact des envois de fonds correspondant à 1 pour cent des ménages bénéficiaires

	Excluant les envois de fonds	Incluant les envois de fonds	Variation en %	Effet sur la pauvreté pour une proportion de 1% des bénéficiaires des fonds (**) (%) (4)
	(1)	(2)	(3)	
Taux de Pauvreté monétaire (P0) en %	37,9	36,5	-3,5	-0,035
Taux de pauvreté des individus (P0) en %	45,9	44,3	-3,5	-0,035
Taux de Pauvreté durable en % (°)	37,4	35,6	-4,6	-0,046
Taux de Pauvreté transitoire en % (°)	2,8	2,5	-10,4	-0,104
Profondeur de la pauvreté (P1) en %	12,7	12,0	-5,8	-0,058
Sévérité de la pauvreté (P2) en %	6,0	5,6	-7,4	-0,074
Indice de Gini (IG)	0,524	0,521	-0,6	-0,006

N : 2338 ménages (données pondérés)

(**) Les bénéficiaires des envois de fonds représentent 100% des ménages. On divisera par 100 les résultats indiqués dans la colonne (3) pour avoir l'effet de 1% de bénéficiaires

Source: Calculé sur la base de l'Enquête Intégrale des ménages (EIM/2004).

La pauvreté durable⁶ connaît une réduction de -4,6 pour cent, soit une baisse de -0,046 pour cent pour une population de 1 pour cent (tableau 8). Quand à la pauvreté transitoire, elle connaît une réduction de -10,4 pour cent, soit une baisse de -0,104 pour cent pour une population de 1 pour cent (tableau 8). Ces résultats se rapprochent des conclusions de certaines études réalisées sur les envois de fonds et pauvreté aux Comores notamment, celle de J.P Lachaud.

Dans une étude effectuée par J.P Lachaud (2005) sur « Modélisation des déterminants de la pauvreté durable et transitoire, et capital social aux Comores », les transferts externes tendraient à réduire l'ampleur des privations relatives – comparativement aux non pauvres. « Lorsque la proportion de ménages disposant de ressources externes augmente de un pour cent, la probabilité de pauvreté durable et transitoire diminue, respectivement, de 0,050 et 0,044 pour cent ».

Le tableau 8 montre par ailleurs que les envois de fonds réduisent la profondeur (P1) et la sévérité (P2) à une proportion plus forte que la pauvreté (P0). La profondeur (P1) enregistre une baisse

⁶ Calculés sur la base des définitions suivantes :

- Pauvres durables (les ménages ayant à la fois des dépenses par tête et des dépenses estimées par tête < 285 144 (seuil de Pauvreté)
- Pauvres transitoires (ensemble des ménages ayant à la fois des dépenses par tête < 285 144 et des dépenses estimées par tête > 285 144 - seuil de Pauvreté)

de -5,8 pour cent. Ce qui peut s'exprimer en termes de politique de réduction de la pauvreté, par l'argument suivant : les envois de fonds contribuent à alléger les montants des ressources nécessaires à mettre en œuvre pour « éliminer la pauvreté ». Le montant du déficit de ressources des pauvres étant égale à $(P1/P0) \times \text{seuil de pauvreté}$, les envois de fonds réduisent ce gap de -1,65 pour cent.

Par ailleurs, les envois de fonds entraînent une baisse de la sévérité (P2) de -7,4 pour cent, ce qui se traduit par une redistribution des ressources en faveur des plus pauvres, favorisant ainsi la réduction de leurs écarts de pauvreté.

Les résultats obtenus au niveau des îles confirment l'importance relative des envois de fonds dans l'amélioration du bien être en Grande Comore. Même si très peu d'études ont été menées jusque là, au niveau des îles, la réalité des faits a toujours montré que la Grande Comore est l'île qui reçoit le plus des envois de fonds extérieurs, et que grâce à ces flux financiers extérieurs à destination des ménages, la population de cette île s'en sort mieux que les autres pendant les périodes de crise économique. Par ailleurs, il a été observé dans cette étude, que la Grande Comore sans les envois de fonds ne serait pas l'île la moins pauvre des Comores. C'est plutôt, l'île de Mohéli qui serait la moins pauvre suivi de la Grande Comore et d'Anjouan (voir tableau 9).

Tableau 9 : Impact des envois de fonds correspondant à 1 pour cent des ménages bénéficiaires

	<i>Synthèse des résultats au niveau des îles</i>											
	Excluant les envois de fonds			Incluant les envois de fonds			Variation en %			Effet sur la pauvreté pour une proportion de 1% des bénéficiaires des fonds (*)		
	(1)			(2)			(3)			(4)		
	GC	ANJ	MOH	GC	ANJ	MOH	GC	ANJ	MOH	GC	ANJ	MOH
Taux de Pauvreté monétaire (P0) en %	37,9	38,2	36,7	34,8	37,8	36,5	-8,2	-1,1	-0,7	-0,08	-0,01	-0,007
Profondeur de la pauvreté (P1) en %	12,8	13,4	11,3	11,1	13,1	11,4	-13	-2	-2	-0,13	-0,02	-0,02
Sévérité de la pauvreté (P2) en %	6,1	6,3	4,9	5,1	6,2	5,1	-16	-2,7	-1,6	-0,16	-0,03	-0,016
Indice de Gini (IG)	0,51	0,55	0,44	0,5	0,55	0,44	-1,6	-0,3	0,8	-0,016	-0,003	+0,008

N : 2338 ménages (données pondérés)

(*) Les bénéficiaires des envois de fonds représentent 100% des ménages. On divisera par 100 les résultats indiqués dans la colonne (3) pour avoir l'effet de 1% de bénéficiaires

Source: Calculé sur la base de l'Enquête Intégrale des ménages (EIM/2004).

Les résultats de cette étude montrent aussi que les effets des envois de fonds sur la pauvreté font apparaître des disparités sur les ampleurs de la réduction des indices de pauvreté. La Grande Comore, enregistre une baisse de l'indice de pauvreté (P0) de -8,2 pour cent par an, ce qui correspond à une diminution de -0,08 pour cent du taux de pauvreté pour une proportion de 1 pour cent de la population. Les diminutions des incidences de pauvreté sont seulement de -0,01 pour cent et -0,007 pour cent respectivement à Anjouan et à Mohéli pour une proportion de 1 pour cent. Il apparaît que la baisse des indices de pauvreté (P0, P1 et P2) due aux envois de fonds est assez significative en Grande Comore. Ce qui n'est pas le cas pour Anjouan et Mohéli qui enregistrent des baisses assez faibles de l'ensemble des indices de pauvreté (voir tableau 3.30). Il en est de même pour l'impact des envois de fonds sur les inégalités (mesurées par l'Indice de Gini). En effet, les envois de fonds ont très peu d'impact sur la réduction des inégalités en général dans les îles : -0,016 pour cent et -0,03 pour cent, respectivement en Grande Comore et à Anjouan (pour 1 pour cent des bénéficiaires des envois de fonds). Il est à noter que les envois de fonds augmentent les inégalités à Mohéli (+0,008 pour cent pour 1 pour cent de bénéficiaires des envois de fonds).

L'importance de l'impact des envois de fonds sur la pauvreté en Grande Comore a été soulignée par JP Lachaud en 2005, dans son étude sur « Modélisation des déterminants de la pauvreté durable et transitoire, et capital social aux Comores ». Il a trouvé que le lieu de résidence du ménage bénéficiaire des transferts influe sur la pauvreté. Ainsi, le fait pour les ménages de recevoir des envois de fonds de l'étranger contribue à réduire à la fois la pauvreté durable et transitoire en Grande Comore, alors qu'aucun effet n'est observé sur le niveau de vie à Anjouan et à Mohéli.

4. Conclusion

Les résultats obtenus à travers les divers simulations sur les données estimées ont montré que les envois de fonds extérieurs qui représentent 2,5 pour cent des dépenses des ménages réduisent les indices de pauvreté et dans une moindre mesure les inégalités aux Comores.

L'incidence de pauvreté (P0) baisse de -3,5 pour cent, sous l'effet des envois de fonds extérieurs. Par ailleurs, les envois de fonds extérieurs réduisent la profondeur (P1) de -5,8 pour cent, et qu'en même temps la sévérité (P2) baisse de -7,4 pour cent. Suivant les catégories socio professionnelles, ce sont les inactifs, les chômeurs et les agriculteurs vivriers qui bénéficient le plus de réduction des indices de la pauvreté sous l'effet des envois des fonds. Du point de vue genre, les ménages dirigés par les femmes enregistrent plus de baisse des indices de pauvreté que ceux dirigés par les hommes. Il faut noter cependant que, les ménages dirigés par les femmes connaissent moins de pauvreté en l'absence des envois des fonds, et bénéficient plus d'envois de fonds que les ménages dirigés par les hommes. Dans l'hypothèse d'absence d'envois de fonds, l'île de Mohéli serait la moins pauvre des îles Comores. La Grande Comore serait classée deuxième moins pauvre devant Anjouan. Sous l'effet des envois de fonds extérieurs, la Grande Comore qui en bénéficie le plus en termes de proportion aux dépenses des ménages, enregistre les plus importantes réductions des indices de pauvreté : l'incidence de pauvreté baisse de -8,2 pour cent, la profondeur diminue de -13 pour cent et la sévérité baisse de -16 pour cent. C'est Mohéli qui enregistre le moins d'impact des envois de fonds sur les indices de pauvreté : l'incidence de pauvreté baisse de -0,7 pour cent, la profondeur diminue de -2 pour cent et la sévérité baisse de -1,6 pour cent. L'impact des envois de fonds sur les inégalités n'est pas très significatif. La variation est de -0,6 pour cent au niveau national avec des disparités inter îles : -1,6 pour cent en Grande Comore, - 0,3 pour cent à Anjouan et +0,8 pour cent à Mohéli.

Références bibliographiques

- Adams, R (2003). International Migration Remittances, and the Brain Drain: A Study of 24 Labor-Exporting Countries. World Bank, Washington, DC,
- Adams, R (2004) Remittances and Poverty in Guatemala, World Bank Policy Research Working Paper 3418, September 2004,
- Adams, R et Page, (2005) Do International Migration and Remittances Reduce Poverty in Developing Countries?, World Development Vol. 33, No. 10, pp. 1645–1669,
- Adams, R (2006). “Remittances, poverty, and investment in Guatemala.” In Çağlar Özden and Maurice Schiff (eds.), op. cit,
- Adams, R (2006). “Remittances and poverty in Ghana”, World Bank Policy Research Working Paper 3838 (World Bank, Washington, DC),
- Adams, R (2007). "International remittances and the household : analysis and review of global evidence," Policy Research Working Paper Series,
- BAFD, Mohamed Bourenane, (2007), « les transferts de fonds des migrants, un enjeu de développement, Les Comores », : Mali, Maroc, Sénégal,
- Blanchy Sophie, (1992), - Famille et parenté dans l'archipel des Comores, *Le journal des africanistes*, tome 62, fascicule 1, p. 7-53,
- Blanchy Sophie (1996), « Le partage des boeufs dans le mariage coutumier de la Grande Comore », *Journal des Africanistes*, 66 (1-2) : 168-202,
- Blanchy, S. (1998a). Le « châle » ou le « foulard » : Choix religieux et identitaire de deux femmes comoriennes. *Journal des Africanistes*, 68, 123-142,
- Blanchy, S. (1998b). Les Comoriens, une immigration méconnue. *Hommes et Migrations*, 1215, 5-19,
- Gustafsson B. et N. Makonnen (1993), “Poverty and Remittances in Lesotho”, *Journal of African Economies*, 2, 49-73,
- Lachaud, Jean-Pierre (1999), “Envoi de Fonds, Inégalité et Pauvreté au Burkina Faso.” Center for Development Economics, University of Bordeaux, Bordeaux,
- Lachaud, Jean-Pierre (2002), Pauvreté monétaire et privations des capacités en Afrique, contribution à l’analyse des interactions, série de recherche 6, Université Montesquieu, Bordeaux IV, Centre d’économie et du développement,
- Lachaud, Jean-Pierre, (2004), Crise ivoirienne, envois de fonds et pauvreté au Burkina Faso : DT/90/2004 ; Centre d’Economie du Développement ; Université Montesquieu-Bordeaux IV,
- Lachaud, Jean-Pierre, (2005), Transferts privés de Côte d’Ivoire, et pauvreté durable et transitoire au Burkina Faso : DT/93/2004 ; Centre d’Economie du Développement ; Université Montesquieu-Bordeaux IV,
- Lachaud, Jean-Pierre (2005), Modélisation des déterminants de la pauvreté durable et transitoire, et capital social aux Comores : DT/108/2005 ; Centre d’Economie du Développement ; Université Montesquieu-Bordeaux IV,
- Lee et autres (1983), Notes and comments, generalized econometric models with selectivity, *Econometrica*, Vol 51 N° 2,
- Ravallion (1996), « Issues in modeling and measuring poverty », World bank research observer,
- Rawls, John (1971), *Theory of Justice*,
- Kanbur, R. and H. Rapoport. (2005). “Migration selectivity and the evolution of spatial inequality.” *Journal of Economic Geography*, Vol. 5, No. 1, pp. 43–57,
- Kapur D. (2004), Remittances: the new development mantra?, G-24 Discussion Paper Series, No. 29, United Nations
- Kapur, Devesh and J. McHale. 2003. “Migration’s new payoff.” *Foreign Policy*, Vol. 139, November/December, pp. 49–57,
- Kapur, D and J. McHale. (2003). “Migration’s new payoff.” *Foreign Policy*, Vol. 139, November/December, pp. 49–57,
- Kapur (2003), Remittances: The New Development Mantra ?, G-24 Discussion Paper Series, n° 29 ... Stable Source of External Development Finance », *Global Development Finance*,
- Jones, RC (1998a) Introduction: the renewed role of remittances in the New World Order, *Economic Geography*, 74 (1), pp 1 – 7,
- Lipton, Michael. (1980). “Migration from the rural areas of poor countries: The impact on rural productivity and income distribution.” *World Development*, Vol. 8, No. 1, pp. 1–24.
- Nong Zhu (CERDI, Pauvreté, inégalité et croissance du secteur non-agricole rural en Chine, Université d’Auvergne)
- Schultz, T. P. (1982), “Notes on the Estimation of Migration Functions.” In R. Sabot, ed., *Migration and the Labor Market in Developing Countries*. Boulder: Westview Press,
- Streeten P.,(1993), “The special problems of small economies”, *World Development*, Volume 21 ; n° 2, pp. 197-202,

Todaro MP. (1969). A model of labor migration and urban unemployment in less-developed countries. *American Economic Review* 59:138-48,
Younoussa, I (2011), Envois de fonds et pauvreté: le cas des Comores. Thèse de doctorat : Université Montesquieu, Bordeaux IV

Annexes

Tableau 10 : Coefficients de régression de l'estimation de l'équation des revenus par moindre carré ordinaire et corrigé du biais de sélection (λ_i)

Variable dépendante : Ln (dépense par tête excluant les envois de fonds)

	Bénéficiaires des envois de fonds		Non Bénéficiaires des envois de fonds	
	MCO	Corrigé du biais de sélection	MCO	Corrigé du biais de sélection
Variabiles indépendantes				
Constant	12,77 (23,20)**	10,32 (7,82)**	13,61 (57,80)**	14,23 (24,29)**
Caractéristiques démographiques du ménage				
Age du chef de ménage (Age)	0,02 (1,43)	0,05 (2,44)**	0,01 (1,11)	0,001 (0,12)
Age ²	0,00 (-1,14)	0,00 (-2,06)*	0,00 (-0,70)	0,000 (-0,05)
Lieu de naissance du Chef de ménage (Etranger : 0 ; Comores : 1)	0,26 (1,52)	-0,16 (-0,60)	0,21 (2,20)*	0,31 (2,39)**
Taille du ménage (taille)	-0,23 (-3,72)**	-0,25 (-4,07)**	-0,26 (-8,79)**	-0,25 (-8,42)**
Taille ²	0,01 (1,42)	0,01 (1,32)	0,01 (4,82)**	0,01 (4,85)**
Le chef du ménage est marié (Oui = 1 ; Non = 0)	0,07 (0,63)	-0,07 (-0,59)	-0,04 (-0,69)	-0,003 (-0,04)
Nombre d'enfants < 5ans	0,06 (1,24)	-0,02 (-0,29)	-0,02 (-0,78)	0,002 (0,08)
Nombre d'hommes âgés plus de 15 ans	0,05 (1,32)	-0,01 (-0,26)	-0,03 (-2,02)*	-0,02 (-0,87)
Capital humain : Education du chef de ménage				
Le chef de ménage a fréquenté l'école coranique (Oui = 1 ; Non = 0)	-0,02 (-0,11)	0,34 (1,42)	0,00 (-0,05)	-0,09 (-0,90)
Le chef de ménage a un diplôme de niveau primaire	0,11 (0,58)	0,16 (0,80)	0,06 (0,74)	0,04 (0,49)
Le chef de ménage a un diplôme de niveau secondaire	0,52 (1,76)	0,44 (1,40)	0,18 (1,69)	0,20 (1,81)*
Le chef de ménage a un diplôme de niveau supérieur	0,07 (0,19)	-0,21 (-0,53)	0,75 (6,00)**	0,82 (5,95)**
Le chef de ménage a un diplôme de niveau technique	1,28 (3,25)**	1,12 (2,80)**	0,40 (2,50)**	0,44 (2,67)**
Statut de travail du Chef de ménage				
Le Chef de ménage a un travail rémunéré (Oui = 1 ; Non = 0)	0,37 (3,44)**	0,004 (0,02)	0,00 (-0,01)	0,09 (0,99)
Salarié non protégé (Oui = 1 ; Non = 0)	0,02 (0,09)	0,26 (1,23)	-0,03 (-0,39)	-0,10 (-1,07)
Micro entrepreneur (Oui = 1 ; Non = 0)	-0,16 (-0,58)	0,17 (0,55)	-0,02 (-0,15)	-0,11 (-0,70)
Indépendant et Informel (Oui = 1 ; Non = 0)	0,40 (1,93)*	0,28 (1,31)	0,11 (1,22)	0,14 (1,46)
Agriculteur vivrier (Oui = 1 ; Non = 0)	0,03 (0,19)	0,01 (0,04)	-0,10 (-1,24)	-0,11 (-1,34)
Agriculteur de rente (Oui = 1 ; Non = 0)	0,46 (2,51)**	0,41 (2,17)*	0,10 (1,25)	0,11 (1,25)
Eleveur & divers (Oui = 1 ; Non = 0)	0,14 (0,60)	-0,02 (-0,07)	0,01 (0,07)	0,04 (0,35)
Pêcheur & divers (Oui = 1 ; Non = 0)	0,31 (0,92)	-0,17 (-0,42)	-0,26 (-2,18)*	-0,19 (-1,24)
Chômeur (Oui = 1 ; Non = 0)	-0,17 (-0,63)	-0,31 (-1,08)	0,09 (0,72)	0,12 (0,93)
Inactif (Oui = 1 ; Non = 0)	-0,05 (-0,26)	-0,14 (-0,80)	-0,23 (-2,63)**	-0,22 (-2,47)**
Lieu de résidence du ménage				
Le ménage habite la Grande Comore en milieu urbain (Oui=1 Non=0)	0,24 (0,86)	1,26 (2,20)*	0,52 (3,16)**	0,26 (0,91)
Le ménage habite la Grande Comore en milieu rural (Oui=1 Non=0)	-0,18 (-0,73)	0,52 (1,25)	-0,10 (-1,15)	-0,29 (-1,56)
Le ménage habite Anjouan en milieu urbain (Oui=1 Non=0)	0,01 (0,04)	-0,06 (-0,23)	0,07 (0,80)	0,08 (0,83)
Le ménage habite Anjouan en milieu rural (Oui=1 Non=0)	-0,35 (-1,46)	-0,16 (-0,61)	0,02 (0,22)	-0,04 (-0,43)
Le ménage habite Mohéli en milieu urbain (Oui=1 Non=0)	0,15 (0,31)	-0,76 (-1,18)	-0,11 (-1,00)	0,10 (0,45)

Le ménage habite Mohéli en milieu rural (Oui=1 Non=0)	-0,63 (-1,31)	-1,31 (-2,25)*	-0,08 (-0,65)	0,07 (0,39)
Lambda		1,51 (2,04)*		-0,37 (-1,17)
R ² ajusté	0,199	0,202	0,214	0,214
Test de Fisher	5,5	5,41	15,87	15,35
N (données pondérées)	592	592	1746	1746

(*) Significatif au seuil 5%

(**) significatif au seuil 1%