

DOCUMENT DE TRAVAIL

DT/2010-08

Transferts de fonds des migrants,
pauvreté et inégalités au Mali.
Analyse à partir de trois scénarii
contrefactuels

Flore GUBERT
Thomas LASSOURD
Sandrine MESPLE-SOMPS

UMR DIAL 225

Place du Maréchal de Lattre de Tassigny 75775 • Paris Cedex 16 • Tél. (33) 01 44 05 45 42 • Fax (33) 01 44 05 45 45

• 4, rue d'Enghien • 75010 Paris • Tél. (33) 01 53 24 14 50 • Fax (33) 01 53 24 14 51

E-mail : dial@dial.prd.fr • Site : www.dial.prd.fr

TRANSFERTS DE FONDS DES MIGRANTS, PAUVRETE ET INEGALITES AU MALI. ANALYSE A PARTIR DE TROIS SCENARII CONTREFACTUELS¹

Flore Gubert
IRD, UMR 225 DIAL, Université Paris Dauphine,
Paris School of Economics
gubert@dial.prd.fr

Thomas Lassourd
DIFID
thomas.lassourd@gmail.com

Sandrine Mesplé-Soms
IRD, UMR 225 DIAL, Université Paris Dauphine
mesple@dial.prd.fr

Document de travail UMR DIAL

Octobre 2010

Résumé

Cet article examine l'impact distributif des transferts des migrants au Mali, à partir de l'enquête sur les niveaux de vie ELIM 2006. Nous construisons différents scénarii contrefactuels qui corrigent du biais de sélection des ménages avec migrants. Nous montrons que les transferts des migrants internationaux réduisent la pauvreté de 5 à 11% au niveau national et l'indice de Gini d'environ 5%. Les niveaux de consommation des ménages appartenant aux quintiles les plus pauvres sont plus dépendants des transferts, ménages dont les revenus de substitution aux transferts restent faibles du fait de dotations en capital physique et humain insuffisants.

Mots clés : Transferts, Migration, Pauvreté, Inégalité, Afrique.

Abstract

Using a 2006 household survey in Mali, we compare current poverty rates and inequality levels with counterfactual ones in the absence of migration and remittances. With proper hypotheses on migrants and a selection model, we are able to impute a counterfactual income for households currently receiving remittances. We show that remittances reduce poverty rates by 5% to 11% and the Gini coefficient by about 5%. Households in the bottom quintiles are more dependent on remittances, which are less substitutable by additional workforce.

Key words : Remittances, Migration, Poverty, Inequality, Africa.

JEL Classification : F24, O15, O55

¹ Nous remercions Denis Cogneau et Sylvie Lambert pour leurs précieux commentaires sur une version précédente de cet article et pour nous avoir suggéré certaines des simulations qu'il propose. Nous remercions également Christophe Müller et les autres participants à la première conférence du GDRI DREEM et à la seconde conférence internationale de la Banque mondiale sur la migration et le développement. Nous remercions enfin Marie-Agnès Schmitt pour avoir assuré la traduction de cet article.

INTRODUCTION

Bien que la migration et les transferts qui lui sont associés ne soient pas des phénomènes nouveaux, ils suscitent un intérêt croissant de la part des pays d'origine comme des pays d'accueil des migrants. Cet engouement récent tient à l'importance des montants en jeu. D'après les statistiques officielles, en effet, les envois de fonds réalisés par les migrants à destination des pays en développement auraient doublé entre 2002 et 2007, pour atteindre, selon la Banque mondiale, 305 milliards de dollars en 2008. Ces flux représentent une part importante des entrées de capitaux dans les pays moins développés, puisque leur montant est près de deux fois supérieur à celui de l'aide publique au développement et équivalent aux deux tiers du montant global des investissements directs étrangers. La forte augmentation des envois de fonds résulte non seulement de l'accroissement du nombre des migrants, mais également d'une meilleure comptabilisation de ces flux financiers en raison notamment d'une utilisation accrue des circuits formels de transferts de fonds par les migrants. Cette dernière évolution est elle-même le fruit des avancées technologiques permettant de transférer rapidement des sommes d'un faible montant (par téléphone portable par exemple), de la réduction des coûts de transaction et du fait que, depuis les attaques terroristes de 2001, les flux de capitaux informels et le blanchiment de l'argent sont plus étroitement surveillés. Une part non négligeable des envois de fonds des migrants continue néanmoins de transiter par des voies informelles. Ainsi, d'après les estimations établies par deux chercheurs de la Banque mondiale et du Fonds monétaire international, les flux informels représenteraient 35 % à 75 % des fonds expédiés par voie officielle dans les pays en développement (Freund et Spatafora [2005]). Les pays d'Europe de l'Est, d'Asie centrale et d'Afrique subsaharienne se situeraient dans le haut de la fourchette tandis que ceux d'Asie de l'Est et du Pacifique seraient plutôt concentrés dans le bas. En général, le secteur formel, dont les opérateurs de transferts de fonds, comme Western Union ou MoneyGram, et les banques locales sont le moteur, est beaucoup plus développé en Amérique latine et en Asie de l'Est qu'en Afrique. Ce résultat n'est guère surprenant, dans la mesure où les principaux bénéficiaires des envois de fonds se trouvent dans ces régions. En termes absolus, en effet, la Chine, l'Inde, le Mexique et les Philippines sont les pays qui enregistrent les plus fortes entrées (entre 17 milliards et 27 milliards de dollars en 2007), tandis qu'en termes relatifs, le Tadjikistan, la Moldavie, les îles Tonga, le Kirghizistan, le Honduras, le Lesotho et la Guyane arrivent en tête de classement (les fonds reçus représentant plus de 20 % de leur PIB). Beaucoup plus divers sur le plan de leur localisation géographique, ces derniers sont généralement des petits pays ou des pays insulaires, dont la dépendance vis-à-vis des envois de fonds tient à leurs particularités historiques, notamment à leurs liens avec un grand pays voisin ou à leur isolement géographique.

L'importance des sommes en jeu donne toute sa pertinence à une analyse de l'incidence des transferts sur les économies des pays bénéficiaires. En toute logique, à l'échelle des migrants, les transferts devraient être à l'origine d'un gain en bien-être car ils constituent un revenu additionnel en comparaison de ce qu'ils auraient gagné s'ils étaient restés dans leur pays. A une échelle plus globale, toutefois, l'effet net des transferts est beaucoup plus incertain et complexe à mesurer car ces derniers peuvent avoir des effets à la fois macroéconomiques et microéconomiques. Les pays qui reçoivent beaucoup d'envois de fonds par exemple (entre 4 % et 31 % du PIB, selon la Banque mondiale) font généralement face à des modifications de leur taux de change, de leur taux d'intérêt et de leur balance des paiements. Comme toute source importante de devises (ressources naturelles, secteurs performants à l'exportation), en effet, les envois de fonds sont susceptibles de déclencher un phénomène similaire au syndrome hollandais (« Dutch disease »), se traduisant par une appréciation de la monnaie nationale avec

pour corollaire une perte de compétitivité. Quelques travaux vont dans ce sens. En utilisant des données sur 13 pays d'Amérique latine, Amuedo-Dorantes et Pozo [2004] montrent qu'une augmentation de 100% du montant des sommes expédiées par les travailleurs émigrés ferait apprécier le taux de change réel de 22 %. Lopez, Molina et Bussolo [2007] aboutissent à des résultats similaires au niveau mondial, tout comme Bourdet et Falk [2006] qui attribuent la hausse de 14 % du taux de change réel du Cap Vert au cours de la dernière décennie au doublement du montant des transferts reçus par le pays. D'autres auteurs aboutissent à des conclusions plus positives sur les retombées macroéconomiques des transferts, liées selon eux à leur stabilité sur longue période, leur caractère contra-cyclique ou encore leur répartition relativement uniforme dans la population. Ainsi, selon Rajan et Subramanian [2005], les envois de fonds n'auraient pas d'impact négatif sur la croissance via le taux de change réel à la différence d'autres flux de financement extérieur comme l'aide. Ils expliquent ce résultat par le comportement de transfert des migrants : ces derniers cesseraient d'envoyer des fonds (au moins en argent) en cas de surévaluation de la monnaie de leur pays d'origine. En outre, les envois de fonds des migrants étant généralement assimilés à des revenus d'exportation, ils contribueraient à améliorer la note de solvabilité attribuée par les banques et les agences de notation, et permettraient ainsi aux pays récipiendaires de disposer d'un accès plus large et meilleur marché au crédit (Banque mondiale [2006]). Enfin, le caractère contra-cyclique des envois de fonds contribuerait à alléger le coût macroéconomique de chocs sur l'économie récipiendaire. Yang [2005] en fournit une illustration. A partir de données météorologiques couvrant 30 années et en mobilisant la méthode des variables instrumentales, l'auteur montre que les apports de capitaux extérieurs remplissent une fonction d'assurance. Parmi eux, les envois de fonds seraient les plus réactifs, leur hausse étant constatée dès l'année suivant une catastrophe naturelle (en l'occurrence un ouragan). L'augmentation du volume des transferts permettraient de compenser en moyenne 13 % de la baisse de revenu des ménages au cours de la première année qui suit l'ouragan et presque 28 % de cette baisse sur quatre ans, contre respectivement 26 % et 21 % pour l'aide internationale et les investissements directs étrangers. Dans un autre article, Mishra [2005] montre, à partir de données sur la période 1980-2002, qu'une diminution de 1 % du PIB s'est accompagnée, deux ans après, d'une hausse de 3 % des envois de fonds dans 13 pays des Caraïbes.

A l'échelle micro-économique, les transferts peuvent non seulement accroître le revenu et le bien-être des familles qui les reçoivent, mais également contribuer à modifier leurs comportements de consommation ou d'investissement. A partir de données collectées au Mexique, Lopez-Feldman et Taylor [2007] montrent par exemple que les envois de fonds contribuent à augmenter la productivité des ménages vivant en milieu rural, probablement du fait d'une hausse de l'investissement. Un résultat similaire est obtenu par Wouterse et Taylor [2006]. Dans le cas du Burkina Faso, ils trouvent que les transferts contribuent à desserrer la contrainte budgétaire des familles et leur permettent d'investir davantage dans l'élevage. La fonction d'assurance des transferts, mise en évidence à l'échelle macro-économique, s'observe également à l'échelle des ménages. Clarke et Wallsten [2003] ont notamment montré qu'à la suite d'un ouragan qui s'était abattu sur la Jamaïque, chaque dollar de dégâts matériels avait été partiellement compensé par l'envoi de 25 cents supplémentaires de la part des migrants. Les transferts de fonds peuvent aussi créer un aléa moral et réduire l'incitation à travailler des ménages qui les reçoivent, comme l'indiquent Azam et Gubert [2005]. A partir de données collectées dans la région de Kayes (Mali occidental), ils montrent que les ménages ruraux auxquels les travailleurs émigrés expédient de l'argent ont tendance à être moins productifs en moyenne car ils savent qu'en cas d'adversité une baisse de leur revenu d'origine locale sera compensée par les transferts.

Dans cet article, nous étudions l'effet des envois de fonds sur la pauvreté et les inégalités au Mali. Le choix de ce pays se justifie par sa longue tradition de migrations sur courte et longue distances vers d'autres pays d'Afrique occidentale et vers des pays situés hors du continent africain comme la France ou les États-Unis. A partir des données issues d'une enquête conduite par l'Institut national de la statistique du Mali en 2006 auprès d'un échantillon de 4 494 ménages, nous comparons les taux de pauvreté et d'inégalité observés pour ce pays avec ceux qui auraient prévalu en l'absence de migration et d'envois de fonds. Si nous adoptons une méthodologie comparable à celle employée précédemment par d'autres auteurs (voir, par exemple, Barham et Boucher [1998]), nous innovons dans la construction des scénarii contrefactuels. Globalement, nous constatons que les envois de fonds diminuent les taux de pauvreté de 5 % à 11 % et le coefficient de Gini d'environ 5 %. Nos résultats indiquent en outre que les ménages situés dans les quintiles inférieurs sont davantage tributaires des envois de fonds, lesquels sont plus difficilement substituables du fait des faibles dotations en capital humain et physique des ménages récipiendaires.

L'article se compose de quatre sections. La première section fait brièvement le point sur la littérature traitant de l'impact des envois de fonds sur la pauvreté et les inégalités. La deuxième section décrit la méthodologie mise en œuvre pour élaborer les différents scénarii contrefactuels. La section suivante présente les données et les principales caractéristiques des envois de fonds au Mali, ainsi qu'une synthèse des résultats de l'analyse empirique. Enfin, la dernière section discute des limites de la recherche. L'article s'achève sur quelques remarques de conclusion.

ENVOIS DE FONDS, PAUVRETE ET INEGALITE : REVUE DE LITTERATURE

Les envois de fonds peuvent modifier substantiellement la distribution des revenus des pays d'origine. Tout dépend, cependant, des caractéristiques propres des migrants et des ménages récipiendaires. A priori, les envois de fonds devraient avoir un effet égalisateur d'autant plus marqué que les migrants proviennent des couches pauvres de la population de départ. Cet effet pourrait être renforcé par le fait que les migrants les moins qualifiés sont susceptibles d'envoyer davantage d'argent en proportion de leurs revenus que les migrants plus qualifiés. Il pourrait en être ainsi pour trois raisons principales : i) ils émigrent généralement seuls, et laissent donc derrière eux des parents proches (voire leur famille nucléaire) ; ii) leur temps de séjour dans le pays d'accueil est en moyenne plus court - or il a été constaté que le montant des sommes envoyées diminuait avec l'allongement de la durée du séjour et l'intégration progressive ; et, iii) les membres de leur famille étant plus pauvres, ils ont davantage envie d'envoyer de l'argent et sont plus incités par le groupe à le faire. Les travaux empiriques sur cette question ne permettent toutefois pas de conclure. A partir de données macroéconomiques, Faini [2007] et Niimi *et al.* [2008] trouvent que la proportion de migrants ayant fait des études supérieures a un impact significativement négatif sur le montant total des fonds reçus par pays, alors que Bollard *et al.* [2009] obtiennent le résultat inverse à partir de microdonnées. Quoiqu'il en soit, la composition de la population des migrants en termes de compétences, de niveau d'études et de milieu social et culturel joue un rôle déterminant dans l'impact des envois de fonds sur la distribution des revenus des pays d'origine.

Sur la question même des liens entre migration, transferts et pauvreté, quelques études ont mis en évidence l'existence d'une corrélation négative entre la migration et les envois de fonds d'une part, et le niveau de pauvreté d'autre part. A partir de données transversales portant sur 74 pays en développement à revenus faible ou intermédiaire, Adams et Page [2003] montrent ainsi

qu'une augmentation de 10% de la part de la population émigrée s'accompagne d'une baisse de 1,9% de la proportion d'individus vivant avec moins de un dollar par jour. Le sens de la causalité reste encore à établir, toutefois, étant donné que le coût de la migration est un puissant obstacle à la migration des plus pauvres. Cela explique pourquoi les migrants sont généralement plus nombreux à venir d'un pays à revenu moyen inférieur et à se situer dans la tranche intermédiaire basse de la distribution des revenus : ce sont en effet ces populations qui ont les moyens d'émigrer et qui ont le plus à y gagner.

La prise en compte de l'endogénéité de la migration est donc fondamentale pour évaluer correctement son impact sur la pauvreté et les inégalités. Dans cette perspective, recourir à des études de cas par pays en utilisant la méthode des variables instrumentales ou des données de panel constitue la seule alternative possible. De plus, l'emploi de données microéconomiques permet de tenir compte de la situation économique des migrants s'ils étaient restés dans leur pays d'origine. Ne pas en tenir compte revient à évaluer l'impact net des transferts associés à la migration en mesurant les taux de pauvreté et les indices d'inégalité après avoir déduit simplement les transferts reçus des revenus des ménages récipiendaires. Une telle méthode nous indique alors ce qui se passerait si les envois de fonds cessaient, en prenant pour donnée la population effective des migrants vivant à l'étranger. A l'évidence, cette méthode est trop simpliste. Pour être rigoureuse, l'évaluation doit s'appuyer sur une comparaison de la situation observée (avec migration et transferts), avec un scénario contrefactuel dans lequel il n'y aurait ni migration ni transferts mais où les migrants continueraient à vivre, travailler et consommer dans leur pays d'origine. Une telle méthode est mobilisée par Adams [1989] à partir de données d'enquête égyptiennes. L'auteur estime une équation de revenu sur le seul échantillon des ménages sans migrants et utilise les coefficients estimés de cette régression pour simuler ce que serait le revenu des ménages avec migrants dans un scénario sans migration. L'analyse repose toutefois sur l'hypothèse d'une sélection aléatoire des migrants au sein de la population. Or, plusieurs éléments suggèrent l'existence d'un mécanisme d'autosélection des migrants selon leurs caractéristiques individuelles, observables ou non (niveau d'études, degré d'aversion au risque, motivation), les caractéristiques de leur ménage d'origine (niveau de revenu, réseau social, etc.) et celles de leur communauté (situation géographique, composition ethnique, etc.). La solution adoptée par Rodriguez [1998] suppose que toutes les différences existant entre ménages migrants et non migrants sont observables ou qu'elles peuvent être réduites à un terme constant. L'auteur procède alors à l'estimation d'une équation de revenu sur l'ensemble de l'échantillon dans laquelle une variable muette indiquant la présence de migrants est incluse parmi les régresseurs. Il utilise ensuite les coefficients estimés pour simuler ce que serait un scénario sans migration. La limite de cette approche est qu'elle suppose implicitement que le rendement des facteurs de production (capital physique et travail) est le même dans les ménages migrants et les ménages sans migrants. Barham et Boucher [1998] et, à leur suite, Lachaud [1999], Adams [2006] et Acosta *et al.* [2007] s'affranchissent de cette hypothèse en estimant un modèle à (double) sélection d'Heckman. Ils introduisent, dans l'équation de revenus estimée sur les seuls ménages sans migrants, un terme correctif qui tient compte des caractéristiques des ménages, observables ou non, qui sont susceptibles d'être corrélées avec la décision de migrer. Lorsque les données le permettent, un autre terme correctif est également introduit, qui tient compte de l'endogénéité de la participation au marché du travail. Cette procédure permet d'obtenir des coefficients non biaisés qui peuvent alors être utilisés pour prédire le revenu des ménages avec migrants dans un scénario sans migration. La qualité de la prédiction va ensuite dépendre de la quantité d'informations sur les expéditeurs de transferts contenues dans les données (sur le nombre de migrants notamment, leur niveau d'éducation, etc.). Plus l'information est détaillée, plus l'analyse contrefactuelle est fine. Dans les faits, la plupart des enquêtes collectent soit des informations sur les membres en migration en omettant de collecter

des informations sur les envois de fonds que ces derniers réalisent, soit des informations sur les transferts reçus en omettant de préciser le nombre et les caractéristiques du ou des envoyeurs. Dans ce dernier cas, il faut alors émettre des hypothèses fortes qui peuvent fragiliser les résultats. L'approche habituellement retenue consiste à supposer que tous les ménages récipiendaires de transferts comptent un migrant à l'étranger. Une autre limite dans la construction du scénario contrefactuel est que les effets d'équilibre général liés à la "réintégration" des migrants dans la population du pays d'origine et à l'arrêt concomitant des transferts sont ignorés faute de pouvoir évaluer toutes les conséquences que peuvent avoir ces changements sur le marché du travail, la demande de consommation, de crédit, etc. Par exemple, l'effet multiplicateur des transferts mis en évidence par Durand *et al.* [1996] dans le cas du Mexique, lequel résulte vraisemblablement d'une augmentation de la demande, n'est pas pris en compte lorsque l'on évalue l'impact des envois de fonds en employant la méthode décrite précédemment. En fait, les scénarii contrefactuels proposés n'ont pas la prétention d'être totalement réalistes : ils servent au mieux à examiner les possibilités de substitution entre les envois de fonds reçus de l'étranger et les revenus générés localement par les familles restées sur place.

Une fois le contrefactuel calculé, il ne reste finalement plus qu'à comparer les indices de pauvreté ou les indicateurs d'inégalité obtenus dans les situations avec et sans migration. Dans l'ensemble, les conclusions des travaux existants sont assez unanimes à reconnaître les transferts comme facteurs de réduction de la pauvreté. Elles sont en revanche moins tranchées sur la question des inégalités car les résultats varient d'un pays à l'autre.

Une autre approche pour étudier l'impact des envois de fonds sur la pauvreté est de tirer profit de l'occurrence d'un choc exogène sur ces envois, comme l'ont fait notamment Yang et Martinez [2006]. Ces derniers ont tiré profit des fortes variations de change consécutives à la crise financière asiatique de 1997 pour estimer l'impact des transferts sur la pauvreté aux Philippines. Leurs résultats suggèrent que l'appréciation de nombre de devises étrangères par rapport au peso philippin, laquelle a mécaniquement conduit à une augmentation des transferts libellés en pesos, s'est traduite par une baisse de la pauvreté. Les auteurs n'excluent cependant pas que cet effet, mesuré en temps de crise, puisse s'estomper ou disparaître en temps "normal" si la crise a conduit les migrants à adopter un comportement de transfert spécifique (la crise a pu les inciter à aider plus activement leurs familles en difficulté ou les encourager à investir davantage dans leur pays d'origine du fait d'un taux de change favorable).

METHODE EMPIRIQUE

Afin de tester l'impact des envois de fonds sur la pauvreté et les inégalités au Mali, nous adoptons la même approche que celle proposée par la littérature récente et comparons le scénario avec migration et transferts à un scénario contrefactuel décrivant aussi précisément que possible la situation économique des ménages qui prévaudrait en l'absence de migration.¹ A cet effet, nous construisons un revenu contrefactuel pour les ménages bénéficiaires d'envois de fonds, en utilisant l'équation sous forme réduite suivante :

¹ Dans la mesure où les migrants ne transfèrent pas tous et où certains ménages sans migrants reçoivent des fonds, les ménages avec migrants et les ménages bénéficiaires d'envois de fonds ne se confondent pas et ne devraient donc pas être traités de la même façon. Malheureusement, l'enquête mobilisée dans la partie empirique ne fournit aucune information sur la migration elle-même : elle se limite à enregistrer les fonds reçus de l'étranger. Par souci de simplification, les termes « ménages bénéficiaires d'envois de fonds » et « ménages avec migrants » seront employés indifféremment dans la suite de l'article.

$$\log Y_i = \alpha + \gamma \log H_i + \beta X_i + \mu_i \quad (1)$$

où Y_i est une mesure du revenu du ménage non récipiendaire de transferts i , H_i et X_i sont respectivement les vecteurs des caractéristiques du ménage et de celles du chef du ménage, et μ_i est un terme d'erreur. Cette équation de revenu ne diffère pas sensiblement d'une fonction de production, où H_i est un vecteur incluant l'ensemble des facteurs de production mesurés au niveau du ménage (comme les biens physiques et le capital humain) et X_i est un ensemble de variables de contrôle associées à l'âge, à la situation matrimoniale, au sexe et à l'activité professionnelle du chef de famille et de variables muettes régionales. Une telle spécification est particulièrement bien adaptée au contexte rural malien dans la mesure où la majorité des ménages qui y vit tire ses revenus d'activités agricoles menées au sein d'exploitations familiales. Elle est en revanche moins adaptée au milieu urbain et justifie que des régressions séparées soient estimées pour les ménages urbains et ruraux. Dans ce qui suit, nous supposons que la fonction de production est de type Cobb-Douglas.

Deux problèmes restent à évoquer avant de passer à la présentation des données et des résultats des régressions. Le premier est lié au calcul du revenu contrefactuel. Si pour chaque ménage, l'enquête fournissait des informations détaillées sur le nombre de migrants et leurs principales caractéristiques (sexe, activité professionnelle, niveau d'études, expérience, salaire passé et actuel, pays de destination, etc.), il serait possible de bâtir un scénario contrefactuel dans lequel les migrants se verraient imputer la productivité des individus restés au pays et présentant des caractéristiques exactement similaires aux leurs. En l'absence de telles informations, toutefois, il nous faut faire des hypothèses sur le nombre et le profil démographique des migrants. A cet égard, nous nous inscrivons dans la lignée des études sur le sujet et supposons que les fonds reçus par les ménages proviennent d'un ou deux adultes ayant achevé leurs études primaires (ce qui correspond à 5 ans d'instruction). Dans le scénario contrefactuel sans migration, le revenu du ménage sera donc divisé par la taille du ménage *augmentée* d'un (ou deux) individus pour obtenir le revenu par habitant.²

Le deuxième problème tient à la sélection endogène des migrants. Si les migrants se répartissaient de façon aléatoire parmi les différents ménages du pays, c'est-à-dire si les variables μ_i étaient indépendantes et identiquement distribuées (*i.i.d.*), il suffirait d'estimer l'équation (1) par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) sur les seuls ménages sans migrants, puis d'utiliser les coefficients estimés $\hat{\alpha}^{OLS}$ pour calculer le revenu contrefactuel des ménages avec migrants dans un scénario sans migration.

Le processus d'auto-sélection des migrants est toutefois le plus souvent avéré et invalide le recours aux MCO. Lorsque les migrants sont issus de ménages plus dynamiques et/ou mieux insérés dans des réseaux, par exemple, l'estimation par les MCO de l'équation (1) conduit à sous-évaluer le revenu contrefactuel de ces ménages (et, par conséquent, à surévaluer l'impact de la migration et des transferts) car il est probable qu'ils obtiendraient, du fait de leurs caractéristiques non observables, des revenus supérieurs en moyenne à ceux des autres ménages même en l'absence de migration.

Pour corriger ce biais lié à la sélection endogène des ménages participant à la migration, nous adoptons la même méthodologie que celle proposée par Barham et Boucher [1998], à ceci près que nous innovons dans la façon dont nous traitons les résidus des estimations. Dans une

² Nous avons également réalisé une autre simulation en supposant que les migrants originaires d'une zone urbaine possédaient un niveau d'instruction moyen nettement supérieur à celui des migrants originaires du milieu rural. Cette modification n'a pas sensiblement modifié les résultats, qui sont disponibles sur demande auprès des auteurs.

première étape, la règle de (non) sélection est modélisée à partir de la spécification probit suivante :

$$M_i^* = \alpha_m + \gamma_m \log H_i + \beta_m X_i + \omega Z_i + \mu_i \quad (2)$$

où :

L'équation (2) étant une équation de non sélection, M vaut 1 quand le ménage ne reçoit pas de fonds, et 0 sinon. En d'autres termes, la migration est une variable de traitement, qui donne deux résultats différents : quand un ménage reçoit des fonds, on considère qu'il est un « ménage avec migrants », doté d'une fonction de production générant un revenu Y_1 ; dans le cas contraire, sa fonction de production a des coefficients différents et génère un revenu Y_0 . Formellement :

Cette spécification permet de prendre en considération la sélection sur les caractéristiques observables H_i , X_i et Z_i , où Z_i est un vecteur de variables qui explique la probabilité de (ne pas) migrer mais est sans effet sur le revenu du ménage, ainsi que sur les caractéristiques non observables contenues dans μ_i .

Cette première étape permet d'estimer la probabilité que le ménage ne reçoive pas de fonds, soit $Prob[M_i^* > 0] = \Phi(\alpha_m + \gamma_m \log H_i + \beta_m X_i + \omega Z_i)$ à partir de laquelle nous construisons l'inverse du ratio de Mill qui permettra de corriger les biais liés à la sélection endogène des ménages non-migrants.

De façon symétrique, le terme correctif applicable aux ménages récipiendaires de transferts est donné par :

Ces deux termes sont ensuite introduits dans les équations de revenu estimées séparément pour les ménages avec et les ménages sans migrants :

$$E[\log Y_{0i} | H_i, X_i; M_i^* > 0] = \alpha_0 + \gamma_0 \log H_i + \beta_0 X_i + \theta_0 \lambda_{0i} + \epsilon_{0i} \quad (3)$$

$$E[\log Y_{1i} | H_i, X_i; M_i^* \leq 0] = \alpha_1 + \gamma_1 \log H_i + \beta_1 X_i + \theta_1 \lambda_{1i} + \epsilon_{1i} \quad (4)$$

En appliquant la méthode d'Heckman, nous estimons un modèle paramétrique en supposant que les termes d'erreur suivent une distribution normale conjointe :

avec

σ_{μ}^2

La prise en compte de λ_i permet aux résidus ϵ_i d'avoir les propriétés *i.i.d.* habituelles. L'existence d'un effet de sélection dans nos données peut ensuite être facilement testée au moyen d'un test de Wald, dont l'hypothèse nulle est : $H_0: \hat{\theta} = 0$

Nous pouvons finalement utiliser les coefficients (non biaisés) $\hat{\alpha}_0^{OLS}$, et pour imputer le revenu contrefactuel des ménages récipiendaires de transferts, dans un scénario sans migration. Cependant, ce revenu contrefactuel a une variance artificiellement faible car il n'est calculé qu'à partir des caractéristiques observables des ménages. Une façon de résoudre ce problème est d'employer la même technique que celle retenue par Barham et Boucher [1998] ou Acosta *et al.* [2007], c'est-à-dire d'ajouter au revenu prédit un terme d'erreur tiré d'une distribution ayant les même moyenne et variance que l'erreur estimée $\hat{\epsilon}_0$. Afin d'éviter que les résultats ne dépendent d'un tirage particulier, il est néanmoins nécessaire de répliquer cette procédure un grand nombre de fois, en calculant à chaque réplification les revenus contrefactuels des ménages récipiendaires de transferts ainsi que les taux de pauvreté et d'inégalité qui leur sont associés. Cette méthode fournit des valeurs robustes et permet de construire des intervalles de confiance aux seuils habituels.

La démarche que nous adoptons dans cet article s'inspire de cette dernière méthode, mais traite un peu différemment le terme d'erreur afin d'exploiter toute l'information contenue dans les données. Dans l'équation (4), les caractéristiques observables des ménages récipiendaires de transferts ne contribuent à expliquer qu'une petite partie de la sélection, laquelle se retrouve contenue dans les résidus ϵ_1 . L'estimation de l'équation (4) permet d'obtenir $\hat{\epsilon}_1$. Il est donc possible d'imputer le revenu contrefactuel des ménages avec migrants en exploitant l'ensemble des informations contenues dans $\hat{\epsilon}_1$. Le principe est de tirer un terme ϵ_0^* qui n'a pas les mêmes propriétés que le terme $\hat{\epsilon}_0$ estimé à partir de l'équation (3) mais qui conserve les informations contenues dans $\hat{\epsilon}_1$.

Dans la mesure où nous imposons une distribution normale conjointe des résidus, ces derniers

sont liés par une relation simple : $\frac{\epsilon_0}{\sigma_{\epsilon_0}} = \rho_{\epsilon_0, \epsilon_1} \left(\frac{\epsilon_1}{\sigma_{\epsilon_1}} \right) + u$ où $u \sim N(0, \sqrt{1 - \rho_{\epsilon_0, \epsilon_1}^2})$

S'il était possible d'estimer la corrélation entre ϵ_0 et ϵ_1 , il serait alors facile d'obtenir le terme souhaité, ϵ_0^* . Or, ce que les estimations Heckit nous donnent, ce sont ρ_0 et ρ_1 , c'est-à-dire les corrélations entre, d'une part, μ et ϵ_0 , et, d'autre part, μ et ϵ_1 . Nous utilisons donc le

terme estimé, $\hat{\epsilon}_i$, pour obtenir une mesure de $\hat{\mu}$, via : — — où

Afin de garantir que ces ménages soient des ménages récipiendaires de transferts, nous imposons à $\hat{\mu}_i$ d'être tel que $M_i^* \leq 0$ pour tous les ménages concernés, en tirant v de sa distribution normale autant de fois que nécessaire. Il est ensuite possible de calculer le terme d'erreur souhaité, dans la mesure où — — où

C'est ainsi que, dans la construction du scénario contrefactuel sans migrations, les ménages récipiendaires de transferts seront supposés ne plus recevoir de transferts, mais leurs caractéristiques non observables seront néanmoins prises en compte à travers l'ajout au revenu prédit de

Le revenu contrefactuel des ménages bénéficiaires d'envois de fonds dans le scénario sans migration est donc donné par :

$$E[\log Y_{0i}^* | H_i, X_i; M_i^* \leq 0] = \hat{\alpha}_0^{OLS} + \hat{\gamma}_0^{OLS} \log H_i + \hat{\beta}_0^{OLS} X_i + \epsilon_{0i}^* \quad (5)$$

Les résultats obtenus étant dépendants de tirages particuliers de v et v' , nous répétons ce processus 100 fois, en calculant à chaque fois les revenus contrefactuels ainsi que les taux de pauvreté et les coefficients de Gini qui leur sont associés, pour obtenir des valeurs fiables avec des intervalles de confiance au seuil de 5 %.

Pour faciliter la comparaison, nos résultats seront présentés conjointement à ceux que nous aurions obtenus si nous avions adopté la méthodologie naïve ou la méthodologie de Barham et Boucher.³

DONNEES ET STATISTIQUES DESCRIPTIVES

Les données

Nous mobilisons les données provenant de l'« *Enquête Légère Intégrée auprès des Ménages* » (ELIM) réalisée par l'Institut national de la statistique du Mali entre juin et décembre 2006. Conduite auprès d'un échantillon représentatif de 4 494 ménages (40 810 personnes), cette enquête fournit des informations détaillées sur les dépenses de consommation, l'autoconsommation, les revenus (y compris les transferts et envois de fonds), les emprunts, l'épargne, les dons, le patrimoine et les caractéristiques de tous les membres des ménages ainsi que sur la façon dont les ménages perçoivent leur bien-être et les politiques mises en œuvre par les autorités du pays.

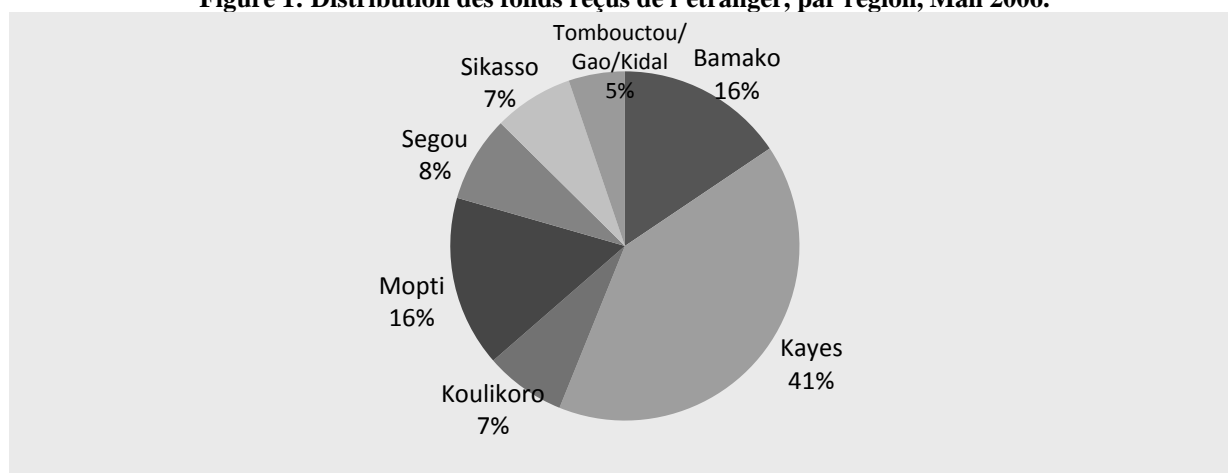
Les envois de fonds au Mali

³ De précédents travaux nous enseignent que la migration s'accompagnant d'envois de fonds a un impact sur l'offre de main d'œuvre et sur les revenus de ceux restés au pays. Dans l'idéal, notre modèle devrait donc être un modèle à double sélection, dans lequel deux règles de sélection modéliseraient respectivement le choix d'émigrer et le choix de ceux restés au pays de faire partie de la population active. Mais faute de données suffisantes sur l'offre de travail, nous n'avons malheureusement pas été en mesure d'estimer un tel modèle.

Les données de l'enquête ELIM 2006 permettent d'évaluer le montant total des envois de fonds à 90 milliards de FCFA pour l'année 2005-2006 (3,7 % du PIB), soit 217 millions de dollars si l'on retient le taux de change qui prévalait cette année-là entre l'euro et le dollar. Ce chiffre est très proche de celui fourni par les statistiques du FMI (*Balance of Payment Yearbook*).

La figure 1 montre comment se répartissent les envois de fonds entre les différentes régions. Seuls les fonds expédiés de l'étranger sont ici pris en compte (et non les envois de fonds provenant des migrants internes). Dans la mesure où la majorité des migrants maliens en France provient de la région de Kayes, cette région du Mali est celle qui reçoit le plus de transferts de l'extérieur : près de la moitié des transferts de migrants maliens sont perçus par des ménages résidant dans cette région. Les autres principales régions bénéficiaires de transferts sont Mopti et Bamako.

Figure 1: Distribution des fonds reçus de l'étranger, par région, Mali 2006.



Source : ELIM 2006, calculs des auteurs.

La région de Kayes est également en tête de classement si l'on retient le critère du nombre d'individus vivant dans un ménage récipiendaire de transferts ou encore celui de la part des transferts dans la consommation des ménages (tableau 1) : près de 43 % des individus de la région de Kayes vivent dans un ménage qui reçoit des fonds de l'étranger, soit quasiment le double de la moyenne nationale. De plus, l'argent expédié dans cette région représente 26 % de la consommation des ménages bénéficiaires d'envois de fonds, soit presque 11 % de la consommation de l'ensemble des ménages (les chiffres sont respectivement de 18 % et 4 % au niveau national). La région de Mopti est également un cas intéressant. A l'instar de Kayes, beaucoup de ménages participent à la migration internationale puisqu'environ 36 % des individus qui y résident vivent dans un ménage récipiendaire de transferts. Cependant, comme la majorité des migrants internationaux de cette région s'établissent dans d'autres pays du continent africain, les ménages reçoivent nettement moins en moyenne en pourcentage de leur consommation que ceux de la région de Kayes.

Tableau 1 – Pourcentage des ménages bénéficiaires d’envois de fonds et montant des envois de fonds par région, 2006

	Pourcentage des personnes vivant dans un ménage recevant des fonds de l'étranger	Part des envois de fonds dans la consommation totale (%)		Montant des envois de fonds, par habitant (en milliers de FCFA)	
		Sous-échantillon des ménages recevant des fonds de l'étranger	Ensemble de l'échantillon	Sous-échantillon des ménages recevant des fonds de l'étranger	Ensemble de l'échantillon
National	22,7	18,0	4,0	33	7
Urbain	19,4	21,3	4,1	63	12
Rural	24,0	16,7	3,9	22	5
Bamako	19,0	17,1	3,1	61	11
Kayes	42,7	26,3	10,8	55	22
Koulikoro	18,4	12,7	2,3	20	4
Mopti	35,7	13,3	4,7	17	6
Ségou	8,7	26,9	2,2	45	4
Sikasso	12,7	15,3	1,9	24	3
Tomb/Gao/Kidal	21,2	14,9	3,1	24	5

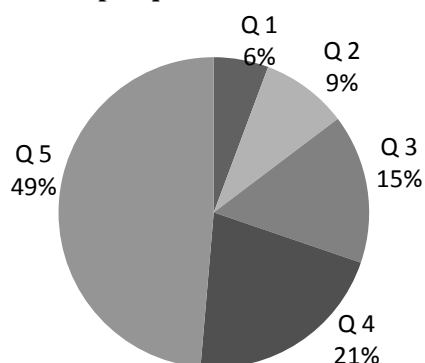
Source : ELIM 2006, calculs des auteurs.

De façon générale, le pourcentage des personnes percevant des transferts depuis l'étranger est supérieur en milieu rural, mais la part des envois dans leur consommation totale est plus faible. Ces résultats peuvent s'expliquer en partie par des différences de coût de la vie ou de niveau de qualifications des migrants : il est en effet possible que les migrants originaires des zones urbaines soient plus qualifiés que ceux originaires des zones rurales et perçoivent un salaire supérieur dans le pays d'accueil leur permettant d'envoyer davantage d'argent. C'est ce qui ressort des données, qui indiquent que 83 % des diplômés d'une école supérieure ou d'une université vivent dans des zones urbaines. La pression sociale pourrait être un autre facteur explicatif : les migrants originaires des zones rurales pourraient être encouragés à envoyer des fonds à un plus grand nombre de membres de leur communauté élargie, auquel cas ils devraient diviser d'autant le montant de leur épargne afin de procéder à des envois plus nombreux mais d'un montant unitaire plus faible. Les migrants originaires des zones urbaines pourraient être comparativement moins contraints de donner à d'autres qu'à leur famille et être en mesure d'envoyer de plus grosses sommes d'argent, mais à un nombre plus restreint de ménages.

Le principal enseignement fourni par le tableau 1 est finalement la faible dépendance du Mali à l'égard des transferts des migrants : ces derniers représentent à peine 4 % de la consommation totale des ménages et presque autant du PIB officiel. Ce pays est donc loin de la situation du Tadjikistan (36 % du PIB), d'Haïti (22 %), voire de la Gambie (13 %). Toutefois, comme les fonds ne sont expédiés qu'à 20 % des ménages et que leur distribution est très inégale, ce flux de revenus de source étrangère peut avoir des conséquences importantes pour certains ménages. Ainsi, les envois de fonds représentent en moyenne au niveau national 18 % de la consommation des ménages bénéficiaires, 26 % dans la région de Kayes, et 40 % pour les ménages urbains de la région de Ségou. Ces chiffres sont légèrement inférieurs aux estimations de Lachaud [1999] pour le Burkina Faso ; ses résultats datent toutefois d'avant la crise en Côte d'Ivoire, à l'époque où des milliers de migrants de l'Afrique de l'Ouest travaillaient dans le secteur dynamique des exportations agricoles des pays voisins.

L'examen de la distribution des envois de fonds par quintile de consommation par habitant révèle qu'en termes absolus, le quintile supérieur reçoit une part excessivement élevée des envois de fonds : presque la moitié du total des flux bénéficie en effet aux ménages situés dans la partie la plus haute de la distribution des revenus (figure 2). En termes relatifs, cependant, les fonds allant au cinquième quintile ne représentent que 4,7 % des dépenses de consommation des ménages de ce groupe, un chiffre à peine supérieur à celui obtenu sur l'ensemble des ménages (tableau 2). La part moyenne des envois de fonds dans la consommation totale étant peu variable selon les quintiles (de 2,8% à 4,7%), ces envois ne semblent, a priori, ni discriminer les ménages pauvres, ni avoir d'impact décisif sur la distribution des revenus.

Figure 2: Part des envois de fonds par quintile de consommation par habitant, Mali 2006.



Source : ELIM 2006, calculs des auteurs.

Tableau 2: Part moyenne des envois de fonds dans la consommation totale, par quintile de consommation par habitant (%), 2006.

Quintile	Q1	Q2	Q3	Q4	Q5	Total
Part moyenne des envois de fonds dans la consommation totale (%)	3,0	2,8	4,6	3,7	4,7	4,0

Source : ELIM 2006, calculs des auteurs.

Pour finir, il est intéressant de comparer ces chiffres avec ceux fournis par l'Enquête Malienne de Conjoncture Économique et Sociale (EMCES), menée au Mali une douzaine d'années avant l'ELIM 2006 (voir Gubert [2000]). Au niveau national, le pourcentage des ménages récipiendaires de transferts a augmenté de 16,7 % à 19,4 % sur la période, avec d'importantes disparités régionales. Ainsi, dans la région de Kayes, leur proportion est passée de 28,1 % à 38,6 %, dans la région de Mopti, de 18,6 % à 28,9 %, et dans celle de Bamako, de 5,6 % à 16 %. Ce dernier résultat confirme la tendance à la hausse de l'émigration urbaine. La part des envois de fonds dans la consommation totale des ménages récipiendaires s'est elle aussi accrue considérablement dans toutes les régions sauf dans celle de Kayes, où elle frôlait déjà les 25 % en 1994. Elle a doublé dans les régions de Mopti et Sikasso, et plus que triplé dans celle de Ségou.⁴

⁴ Ces augmentations sont vraisemblablement sous-estimées car l'EMCES 1994 ne fournit aucune information sur l'autoconsommation. La consommation globale calculée à partir des données de cette enquête est donc sous-estimée et la part des envois de fonds dans la consommation totale des ménages pour cette année est en conséquence artificiellement élevée.

Description des variables

Le tableau 3 présente les variables utilisées dans les régressions, ainsi que les statistiques descriptives calculées pour chacun des sous-échantillons, à savoir les ménages recevant des fonds de l'étranger (ou ménages avec migrants) (colonne 1), les ménages sans migrants (colonne 2) et l'ensemble de l'échantillon (dernière colonne). 20 observations ont été écartées par manque d'informations sur les niveaux de vie.

Nous disposons de données à la fois sur la consommation et sur le revenu des ménages. Néanmoins, la consommation (y compris celle de biens produits par les ménages) étant généralement un indicateur plus fiable que le revenu (Deaton [1997]), notre analyse porte sur l'impact des envois de fonds sur la consommation.⁵ Nous calculons la consommation totale à partir de la liste détaillée des biens consommés par chaque ménage, évalués aux prix indiqués par les répondants.⁶ L'avantage de cette méthode est qu'elle permet de prendre en compte les disparités régionales de prix dans l'évaluation du niveau de vie des ménages. Il est à noter que dans la suite de l'étude, les termes « consommation » et « revenu » sont utilisés indifféremment.

Les régresseurs de l'équation (1) peuvent se classer en deux catégories : les facteurs de production comme les biens matériels et le capital humain d'une part, et les variables de contrôle relatives au chef du ménage et au lieu de résidence d'autre part. Dans le premier groupe, la variable « actifs possédés » est un score des biens possédés, variant de 1 à 3,34. L'agrégation a été réalisée à l'aide d'une analyse en composantes principales menée à partir de sept biens (automobile, motocyclette, bicyclette, pirogue, ordinateur, téléphone et machine à coudre). La variable relative à la taille du ménage a été désagrégée pour tenir compte de la composition par âge des membres du ménage. Les ménages maliens sont généralement de très grande taille, avec une moyenne de près de neuf membres, et composée majoritairement d'individus jeunes, la moitié d'entre eux étant en moyenne âgés de moins de 25 ans. Cette désagrégation permet de tenir compte des différences de niveaux de productivité entre individus. La variable de capital humain est mesurée par le nombre total d'années d'études achevées de l'ensemble des membres du ménage âgés de 15 à 60 ans. En ce qui concerne finalement les variables de contrôle relatives à la région de résidence, la région de Sikasso a été retenue comme catégorie de référence et une variable muette regroupe les trois régions de Tombouctou, Gao et Kidal, qui sont sous-représentées dans l'échantillon étudié et présentent des caractéristiques géographiques, démographiques et économiques similaires.

Le tableau 3 montre que les ménages récipiendaires de transferts comptent en moyenne plus de membres (quelle que soit la classe d'âge considérée) et qu'ils sont plus riches indépendamment de l'indicateur de niveau de vie choisi : leur niveau de consommation est plus élevé, ils possèdent plus de biens et cultivent (et possèdent) de plus grandes superficies de terres. De surcroît, ces ménages sont plus souvent polygames ou dirigés par des femmes, et la probabilité que leur chef travaille dans le secteur formel est plus faible.

Passons maintenant à la description des variables ayant une incidence sur la migration et/ou l'envoi de fonds et notamment du vecteur de variables Z qui joue un rôle essentiel dans l'identification du modèle. Dans toutes les études sur la migration, le choix des instruments du

⁵ La seconde raison pour laquelle nous utilisons la consommation et non le revenu est que le seuil de pauvreté que nous utilisons dans la présente étude pour différencier les ménages pauvres des autres est fondé sur des données de consommation.

⁶ Ce système de valorisation des quantités consommées présente un risque de déclarations erronées, mais il n'existe pas de système de prix cohérent au niveau national auquel nous aurions pu recourir.

comportement migratoire est un exercice difficile. Une solution couramment retenue (voir notamment Adams *et al.* [2008] ou Lachaud [1999]) consiste à utiliser des mesures de composition ethnique ou de concentration géographique, dans la mesure où la migration est souvent un phénomène lié à des réseaux et à des pratiques ethniques. Cette approche est particulièrement pertinente dans le cas du Mali, où appartenance ethnique et comportements migratoires apparaissent, dans certaines régions au moins, intimement liés (voir Azam et Gubert [2005]). Dans ce qui suit, la composition ethnique des arrondissements dans lesquels résident les ménages de l'échantillon a donc été retenue comme instrument. Plus précisément, nous utilisons la part de chacun des quatre principaux groupes ethniques par arrondissement calculée à partir des données provenant du Recensement Général de la Population de 1998. Ce faisant, nous supposons implicitement que les variables de composition ethnique mesurées en 1998 expliquent la probabilité qu'un ménage reçoive des fonds en 2006, mais non le niveau de sa consommation observée pour cette même année.

Tableau 3 : Statistiques descriptives

	Ménages recevant des fonds de l'étranger (n = 843)		Ménages ne recevant pas de fonds de l'étranger (n= 3 631)		Ensemble des ménages (n= 4 474)	
	Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type
Régresseurs						
Consommation par habitant (en milliers de FCFA)	208	179	193	182	196	182
Consommation du ménage (en milliers de FCFA)	1 876	2 106	1 426	1 888	1 514	1 940
Taille du ménage	10,1	7,0	8,4	5,3	8,7	5,7
Nbre d'hectares de terres cultivées et possédées	4,4	6,1	3,8	9,5	3,9	8,9
Score des actifs possédés	1,65	0,62	1,61	0,65	1,61	0,65
Nombre de membres du ménage ayant :						
60 ans ou plus	0,56	0,75	0,37	0,65	0,41	0,68
de 25 à 60 ans	3,02	2,30	2,47	1,54	2,58	1,73
de 15 à 25 ans	1,92	2,06	1,46	1,57	1,55	1,69
moins de 15 ans	2,60	2,51	2,29	2,12	2,35	2,20
Nombre total d'années d'études par ménage	8,22	14,31	7,64	12,76	7,75	13,08
Ménage dont le chef travaille dans le secteur formel (variable muette)	0,10	0,30	0,17	0,37	0,15	0,36
Ménage dirigé par une femme (variable muette)	0,09	0,29	0,08	0,27	0,08	0,28
Ménage polygame (variable muette)	0,33	0,47	0,25	0,43	0,26	0,44
Age du chef de famille	52,0	14,9	48,1	13,6	48,9	14,0
Ménage vivant dans la région de Kayes (variable muette)	0,25	0,43	0,10	0,30	0,13	0,33
Ménage vivant dans la région de Koulikoro (variable muette)	0,12	0,32	0,15	0,36	0,14	0,35
Ménage vivant dans la région de Sikasso (variable muette)	0,09	0,28	0,17	0,37	0,15	0,36
Ménage vivant dans la région de Ségou (variable muette)	0,06	0,24	0,20	0,40	0,17	0,37
Ménage vivant dans la région de Mopti (variable muette)	0,26	0,44	0,15	0,36	0,17	0,38
Ménage vivant dans la région de Tombouctou/Gao/Kidal (variable muette)	0,12	0,32	0,11	0,31	0,11	0,31
Ménage vivant dans la région de Bamako (variable muette)	0,10	0,30	0,13	0,33	0,12	0,33
Instruments						
Fraction de la population vivant dans l'arrondissement(*), ayant pour langue maternelle le :						
Maraka ou Soninké	7,58	17,45	5,36	14,51	5,92	15,57

Sonrhai ou Djerma	6,95	16,53	6,26	15,76	6,20	15,70
Bambara ou Malinké	35,29	31,49	36,0	31,26	35,71	31,27
Peul ou Foulfoubé	9,01	13,79	8,28	13,26	8,25	13,20

Source : ELIM 2006, Recensement général de la population de 1998, calculs des auteurs. (*) Les ménages de l'échantillon se répartissent dans 214 arrondissements.

RESULTATS

Estimations selon la méthode d'Heckman en deux étapes

Les résultats des estimations économétriques des équations (3) et (4) sont présentés dans les tableaux 4 et 5 pour les ménages ruraux et les ménages urbains respectivement.

Si l'on examine d'abord l'équation de sélection, les résultats de la régression confirment la validité des instruments utilisés : la plupart des variables de composition ethnique utilisées pour les échantillons des ménages ruraux et urbains sont en effet statistiquement significatives au seuil de 1 % ou de 5 %. La part des Maraka et des Soninké par arrondissement en 1998 est corrélée positivement avec la probabilité de migrer et/ou de recevoir des fonds tant pour les ménages ruraux que pour les urbains. La concentration des Sonrai et des Djerma, natifs de la région de Mopti, l'est aussi, mais seulement pour les ménages ruraux. Quant aux autres régresseurs, beaucoup d'entre eux ne sont pas significatifs, mais permettent l'identification du modèle. Dans l'ensemble, les résultats sont néanmoins conformes à l'intuition. Les coefficients des variables relatives au patrimoine des ménages, telles que le score des actifs possédés et la superficie des terres possédées et cultivées par le ménage, sont positifs et significatifs dans l'équation de sélection de migration, tant pour les échantillons urbains que ruraux. Cela suggère que la migration coûte cher et que disposer d'un patrimoine initial la favorise.⁷ En revanche, la probabilité de migrer et/ou de recevoir des fonds est moindre quand le chef du ménage travaille dans le secteur formel. Ce résultat peut s'expliquer par le fait qu'un emploi dans le secteur formel est généralement synonyme d'un salaire relativement élevé et stable qui réduit le besoin de diversification des sources de revenu à travers la migration. En milieu urbain, les ménages dirigés par une femme ont une propension plus forte à recevoir des transferts que ceux dirigés par un homme. Mais ce résultat est très certainement lié au fait que la migration internationale est majoritairement le fait d'hommes qui laissent derrière eux femmes et enfants. En milieu rural comme en milieu urbain, la polygamie est corrélée avec la probabilité de recevoir des fonds. Là encore, rien ne permet de préciser le sens de la causalité : les ménages polygames étant généralement de plus grande taille, il peut être moins coûteux pour eux d'envoyer des membres en migration pour diversifier leurs sources de revenu. Mais la migration peut également permettre d'accroître la richesse du ménage et, partant, de favoriser la polygamie et d'autoriser l'entretien d'un grand nombre de dépendants. Pour finir, les variables muettes régionales ont une forte incidence sur la probabilité de migrer et/ou de recevoir des fonds. En particulier, les ménages ruraux résidant dans les régions de Kayes et de Mopti ont une propension beaucoup plus forte à recevoir des fonds, probablement du fait de la présence, en France et dans d'autres pays d'Afrique, de réseaux migratoires bien développés. En revanche, la probabilité de migrer et/ou de recevoir des fonds est moindre pour les ménages ruraux vivant dans la région de Ségou. Pour les ménages urbains, les résultats suggèrent que les plus enclins à migrer sont les ménages résidant dans les régions de Mopti et de Tombouctou.

⁷ La causalité peut également être dans l'autre sens, la migration pouvant avoir autorisé l'accumulation de biens et de terres.

Si l'on examine maintenant les résultats des équations de consommation, le coefficient de l'inverse du ratio de Mill (le « lambda ») apparaît positif et significatif pour l'échantillon des ménages non bénéficiaires de transferts. Ce résultat suggère qu'il existe une corrélation positive entre, d'une part, les termes d'erreur de l'équation de sélection de la (non) migration et, d'autre part, les termes d'erreur de l'équation de consommation, et valide la méthode d'estimation utilisée. Les autres coefficients ont les signes escomptés. En particulier, les variables de composition démographique sont corrélées positivement avec la consommation globale, tout comme l'indicateur agrégé de capital humain et le statut dans l'emploi du chef de ménage capté par la variable d'appartenance au secteur formel. En revanche, les ménages dirigés par une femme ont, toutes choses égales par ailleurs, un niveau de consommation moindre que celui observé dans les autres ménages. De façon surprenante, la superficie des terres cultivées et possédées par le ménage n'est pas ou à peine significative dans la régression effectuée sur l'échantillon rural. Ce résultat est peut-être lié à des erreurs de mesure sur cette variable, car les enquêtes agricoles conduites au Mali montrent que les paysans n'ont bien souvent qu'une idée vague de la superficie de leurs terres en raison notamment de l'absence de droits de propriété clairement établis sur la terre. Pour finir, l'âge et l'âge au carré du chef du ménage ne sont pas significatifs pour l'échantillon urbain, bien que ces deux variables de contrôle soient couramment employées dans la littérature.

Incidence sur la pauvreté et les inégalités

Dans cette section, nous procédons au calcul des indices de pauvreté et d'inégalité dans les situations avec et sans migration, en attribuant aux ménages bénéficiaires de transferts un niveau de consommation calculé selon la méthode précédemment décrite. A des fins de comparaison, trois scénarii contrefactuels sont présentés :

- Scénario contrefactuel 1 ou « naïf » : le montant des envois de fonds est simplement déduit de la consommation totale des ménages bénéficiaires ;
- Scénario contrefactuel 2 : la consommation des ménages bénéficiaires est calculée en appliquant la même méthodologie que celle adoptée par Barham et Boucher [1998] et par Acosta *et al.* [2007] ;
- Scénario contrefactuel 3 : la consommation des ménages bénéficiaires est calculée en appliquant la méthodologie adoptée par Barham et Boucher [1998] et en exploitant au maximum l'information contenue dans les résidus.

En outre, pour l'imputation, nous faisons l'hypothèse que tout ménage recevant des transferts compte un seul migrant à l'étranger, et que ce dernier a suivi cinq années d'études complètes. Quel que soit le scénario contrefactuel, nous divisons donc la consommation du ménage (imputée) par la taille du ménage *plus* une personne afin d'obtenir la consommation par tête. L'hypothèse sur le nombre de migrants est sans doute peu réaliste : en extrapolant, elle conduit à estimer le nombre de migrants internationaux originaires du Mali à 274 871 alors que les estimations de la Banque mondiale font état d'un chiffre de 1 213 042 pour la même année. Nos chiffres doivent donc être considérés comme une estimation basse du nombre de migrants.⁸

⁸ Les résultats des simulations réalisées en supposant que les ménages bénéficiaires de transferts ne comptent pas un mais deux migrants ne sont toutefois pas très différents de ceux présentés ici.

Les tableaux 6 et 7 présentent les résultats des simulations. Le tableau 6 donne les taux de pauvreté obtenus en utilisant le seuil de pauvreté officiel du Mali, établi selon la méthode du coût des besoins fondamentaux. Cette méthode consiste à calculer un seuil de pauvreté alimentaire correspondant au montant des dépenses nécessaires pour permettre un apport journalier de 2 450 calories par personne. A ce seuil est ensuite ajoutée une composante non alimentaire équivalant au montant moyen des dépenses non alimentaires des ménages dont les dépenses alimentaires sont situées autour du seuil de pauvreté alimentaire. Cette méthode a été appliquée pour chacune des régions et milieux du Mali afin de prendre en compte les différences régionales de prix et de paniers de consommation.⁹ Le tableau 7 présente quant à lui les résultats obtenus sur les inégalités (coefficients de Gini et quintiles de consommation moyenne par habitant).

⁹ Bien que Delarue *et al.* (2009) aient critiqué le mode de calcul de ce seuil de pauvreté, qui conduit à surévaluer fortement les taux de pauvreté dans la région de Sikasso, nous avons décidé d'utiliser ce seuil de pauvreté pour pouvoir comparer nos résultats avec les indicateurs de pauvreté officiels.

Tableau 4 : Estimations obtenues selon la méthode d'Heckman en deux étapes, ménages ruraux

	Ménages sans migrants (n=2 340)		Ménages avec migrants (n= 548)	
	E(logC/sans migration)	P(de ne pas migrer)	E(logC/avec migration)	P(de migrer)
Superficie des terres cultivées et possédées par le ménage (log)	-0,007 (1,00)	-0,089 (4,73)***	0,030 (1,93)*	0,065 (3,44)***
Score d'actifs possédés (log)	0,372 (7,14)***	-0,048 (0,39)	0,506 (5,66)***	0,169 (1,32)
Nombre de membres du ménage ayant :				
... 60 ans ou plus (log)	0,070 (1,10)	-0,098 (0,71)	0,230 (2,41)**	0,068 (0,48)
... entre 25 et 60 ans (log)	0,328 (11,71)***	-0,007 (0,11)	0,328 (7,08)***	0,041 (0,62)
... entre 15 et 25 ans (log)	0,214 (8,83)***	-0,095 (1,73)*	0,160 (4,23)***	0,114 (2,02)**
... moins de 15 ans (log)	0,253 (12,06)***	0,043 (0,87)	0,232 (6,59)***	-0,048 (0,95)
Niveau d'études total du ménage (log)	0,038 (3,17)***	-0,019 (0,67)	0,069 (3,34)***	0,024 (0,81)
Ménage polygame	0,059 (2,04)**	-0,114 (1,72)*	0,079 (1,63)	0,135 (1,97)**
Ménage dirigé par une femme	-0,218 (3,74)***	0,197 (1,33)	0,028 (0,26)	-0,130 (0,85)
Ménage dont le chef travaille dans le secteur formel	0,132 (2,45)***	0,188 (1,30)	0,254 (1,97)**	-0,298 (1,93)**
Age du chef de ménage	-0,012 (2,38)**	-0,006 (0,52)	0,006 (0,64)	0,010 (0,78)
Age au carré du chef de ménage	0,000 (2,36)**	0,000 (0,34)	-0,000 (0,71)	-0,000 (0,48)
Ménage vivant dans la région de Kayes	0,242 (5,22)***	-0,428 (3,81)***	0,372 (3,76)***	0,493 (4,191)***
Ménage vivant dans la région de Koulikoro	0,202 (5,28)***	0,104 (0,99)	0,161 (2,00)**	0,037 (0,34)
Ménage vivant dans la région de Ségou	0,222 (5,62)***	0,304 (2,75)***	0,094 (0,91)	-0,314 (2,73)***
Ménage vivant dans la région de Mopti	0,018 (0,36)	-0,832 (6,45)***	0,045 (0,48)	0,932 (6,41)***
Ménage vivant dans la région de Tombouctou/Gao/Kidal	0,194 (3,86)***	-0,351 (1,50)	0,124 (1,25)	0,165 (0,67)
% de la population vivant par arrondissement, ayant pour langue maternelle le :				
... Maraka ou Soninké		-0,021 (8,43)***		0,018 (6,21)***
... Sonrai ou Djerma		-0,008 (2,02)**		0,011 (2,56)***
... Bambara ou Malinké		-0,003 (1,67)*		0,000 (0,08)
... Peul ou Foulfoubé		-0,003 (1,27)		-0,005 (1,88)*
Constante	13,047 (97,33)***	1,733 (5,25)***	12,862 (42,74)***	-1,809 (5,05)***
Lambda	0,482		-0,0758	

	(0,022)***	(0,080)
Log-vraisemblance	-2 981,8	-1 570,3

La valeur absolue des statistiques z figure entre parenthèses, * significatif au seuil de 10 % ; ** significatif au seuil de 5% ; *** significatif au seuil de 1 %.

Tableau 5 : Estimations obtenues selon la méthode d'Heckman en deux étapes, ménages urbains

	Ménages sans migrants (n=1 290)		Ménages avec migrants (n=286)	
	E(logC/sans migration)	P(de ne pas migrer)	E(logC/avec migration)	P(de migrer)
Score d'actifs possédés (log)	0,613 (9,90)***	-0,365 (2,16)**	0,767 (5,65)***	0,414 (2,46)**
Nombre de membres du ménage ayant...				
... 60 ans ou plus (log)	0,109 (1,19)	-0,130 (0,64)	-0,037 (0,25)	0,161 (0,77)
... entre 25 et 60 ans (log)	0,271 (7,66)***	-0,088 (1,02)	0,328 (5,25)***	0,097 (1,13)
... entre 15 de 25 ans (log)	0,110 (3,71)***	-0,054 (0,71)	0,281 (4,85)***	0,074 (0,98)
...moins de 15 ans (log)	0,222 (8,67)***	-0,038 (0,57)	0,169 (3,24)***	0,065 (0,98)
Niveau d'études total du ménage (log)	0,111 (7,78)***	-0,017 (0,44)	0,022 (0,76)	-0,013 (0,33)
Ménage polygame	0,079 (1,93)*	-0,019 (0,19)	0,073 (0,92)	0,025 (0,24)
Ménage dirigé par une femme	-0,063 (1,28)	-0,163 (1,37)	-0,089 (0,94)	0,222 (1,84)*
Ménage dont le chef travaille dans le secteur formel	0,056 (1,71)*	0,222 (2,46)**	0,054 (0,65)	-0,220 (2,38)**
Age du chef du ménage	0,010 (1,44)	0,003 (0,17)	-0,017 (1,11)	-0,007 (0,38)
Age au carré du chef du ménage	-0,000 (1,13)	-0,000 (0,73)	0,000 (1,07)	0,000 (0,97)
Ménage vivant dans la région de Kayes	0,129 (1,94)*	-0,191 (0,89)	0,385 (2,37)**	0,304 (1,38)
Ménage vivant dans la région de Koulikoro	0,021 (0,37)	-0,039 (0,21)	0,363 (2,51)**	0,041 (0,22)
Ménage vivant dans la région de Ségou	-0,064 (1,21)	0,017 (0,10)	0,004 (0,03)	-0,082 (0,48)
Ménage vivant dans la région de Mopti	0,090 (1,44)	-0,462 (1,81)*	0,131 (0,86)	0,589 (2,12)**
Ménage vivant dans la région de Tombouctou/Gao/Kidal	0,054 (0,94)	-0,831 (2,10)**	0,167 (1,08)	0,905 (2,07)**
Ménage vivant dans la région de Bamako	0,186 (3,67)***	0,036 (0,21)	0,460 (3,44)***	-0,036 (0,21)
% de la population vivant par arrondissement, ayant pour langue maternelle le :				
... Maraka ou Soninké		-0,043 (5,22)***		0,038 (4,30)***
... Sonrai ou Djerma		0,001 (0,18)		-0,000 (0,07)
... Bambara ou Malinké		-0,012 (2,23)**		0,014 (2,25)**
... Peul ou Foulfoubé		-0,016 (2,18)**		0,013 (1,63)
Constante	12,633 (70,29)***	2,478 (4,51)***	13,632 (28,91)***	-2,505 (4,20)***
Lambda	0,361 (0,0469)***		-0,141 (0,130)	
Log-vraisemblance	-1 549,2		-887,8	

La valeur absolue des statistiques z figure entre parenthèses, * significatif au seuil de 10 % ; ** significatif au seuil de 5% ; *** significatif au seuil de 1 %.

Tableau 6 : Impact des envois de fonds sur la pauvreté

	Observé	Scénario contrefactuel 1 « naïf »	Scénario contrefactuel 2 Barham et Boucher	Scénario contrefactuel 3 Barham et Boucher « modifié »
Taux de pauvreté (%)				
National	46,4 [43,6 - 49,3]	51,4 [48,7 - 54,1]	51,2 [50,4 - 51,8]	48,8 [47,9 - 49,7]
Urbain	27,3 [23,1 - 31,5]	32,2 [27,7 - 36,8]	30,7 [29,6 - 32,0]	30,0 [28,9 - 31,2]
Rural	55,3 [51,4 - 59,3]	60,4 [56,9 - 63,9]	60,7 [59,4 - 61,7]	57,7 [56,5 - 59,0]
Bamako	12,4 [7,4 - 17,4]	16,2 [10,6 - 21,8]	15,0 [12,7 - 16,9]	15,7 [13,6 - 18,0]
Kayes	40,6 [33,7 - 47,5]	53,4 [47,4 - 59,4]	54,0 [51,2 - 57,0]	43,3 [41,0 - 45,9]
Koulikoro	40,5 [34,7 - 46,2]	43,7 [39,0 - 49,4]	43,2 [41,4 - 44,8]	42,2 [40,4 - 43,6]
Mopti	45,6 [35,6 - 55,7]	53,4 [44,4 - 62,3]	55,4 [51,3 - 58,2]	52,0 [48,8 - 55,5]
Ségou	49,2 [44,2 - 54,1]	51,1 [45,8 - 56,4]	50,0 [48,7 - 51,2]	49,3 [48,5 - 50,5]
Sikasso	81,8 [76,6 - 87,1]	83,0 [77,8 - 88,2]	82,2 [81,1 - 83,1]	81,5 [80,5 - 82,5]
Tombouctou Gao Kidal	22,8 [17,0 - 28,5]	28,2 [21,8 - 34,6]	25,7 [23,6 - 28,1]	26,6 [24,7 - 29,1]
	Proportion de pauvres (%)	Milliers de personnes pauvres supplémentaires		
National	100	617	592	296
Urbain	18,6	190	132	105
Rural	81,4	430	454	202
Bamako	2,7	48	32	41
Kayes	11,8	212	222	45
Koulikoro	13,1	59	50	31
Mopti	19,2	187	235	154
Ségou	16,9	37	16	2
Sikasso	33,2	28	9	-7
Tombouctou Gao Kidal	3,1	50	27	35

Les résultats du tableau 6 montrent que l'incidence de la pauvreté serait nettement plus élevée en l'absence de migration, et ce quelles que soient la simulation et la région étudiées. Au niveau national, elle augmenterait de 2,4 à 5 points de pourcentage selon la simulation, avec des variations sensibles entre les régions. Un autre enseignement du tableau est que les résultats des simulations diffèrent les uns des autres. Comme l'on pouvait s'y attendre, c'est avec la méthode d'évaluation « naïve » que les envois de fonds ont l'effet le plus positif sur la pauvreté puisqu'ils permettent à quelques 620 000 personnes de sortir de la pauvreté. Quand on prend en considération le revenu que les migrants auraient pu percevoir au Mali, l'impact estimé s'affaiblit : le nombre de personnes pauvres supplémentaires tombe de 620 000 à 590 000 ou de 620 000 à 300 000, selon la méthode employée pour estimer ce revenu. Dans l'ensemble, la baisse des indicateurs de pauvreté est plus prononcée quand nous adoptons exactement la même méthodologie que celle utilisée par Barham et Boucher que quand nous la modifions afin

d'exploiter toutes les informations contenues dans les résidus. Cela suggère que la méthode de Barham et Boucher surévalue l'impact des envois de fonds sur la pauvreté en ne tenant pas pleinement compte des caractéristiques non observables des ménages bénéficiaires d'envois de fonds.

En termes relatifs, la pauvreté progresserait davantage dans les zones urbaines (+10 %) que dans les zones rurales (+4 %). Ce résultat concorde avec celui trouvé par Lachaud [1999] pour le Burkina Faso.¹⁰ Selon notre troisième estimation, en l'absence de migration la pauvreté augmenterait fortement dans les régions de Bamako (+27 %), Tombouctou-Gao-Kidal (+17 %) et Mopti (+14 %). Dans la région de Kayes, l'impact de la migration sur la pauvreté est moins important (7 %). Si l'on en juge par ce résultat inattendu, les ménages bénéficiaires d'envois de fonds de cette région ne sont pas les plus pauvres car ils ont des caractéristiques non observables (probablement attribuables à une longue tradition de migration) qui les rendent plus productifs en moyenne que les ménages bénéficiaires d'envois de fonds résidant dans d'autres régions du pays.

Nous disposons donc de plusieurs éléments allant dans le sens d'un impact positif des transferts sur la réduction de la pauvreté, un résultat qui peut se lire de la façon suivante : en moyenne, le gain de consommation net que la migration procure à ceux restés au pays est la somme de ce que le migrant envoie et de ce qu'il aurait consommé s'il avait décidé de rester, diminuée de ce qu'il aurait gagné s'il n'avait pas émigré. Il s'agit ici d'un gain net puisque le total est positif.

Examinons à présent l'incidence des transferts de fonds non pas seulement sur la population pauvre mais sur l'ensemble de la distribution des niveaux de vie (tableau 7). En recourant à la troisième méthode, on constate que la migration et les envois de fonds ont clairement un impact égalisateur : plus les ménages appartiennent aux quintiles les plus bas, plus le gain de consommation moyenne généré par les envois de fonds est élevé. Pour le quintile supérieur, la migration se traduit même par une baisse de la consommation moyenne. Autrement dit, les ménages plus pauvres reçoivent plus de leurs travailleurs émigrés que ce que ces derniers auraient gagné s'ils étaient restés au Mali. L'inverse s'observe pour les ménages situés dans le haut de la distribution des revenus. Les coefficients de Gini que nous avons calculés confirment ce dernier résultat. En effet, comme la troisième partie du tableau 7 le montre, les scénarios contrefactuels sans migration produisent des coefficients de Gini légèrement supérieurs au coefficient de Gini obtenu pour la distribution des revenus observée en cas de migration et d'envois de fonds, même si les écarts ne sont pas statistiquement significatifs au seuil de 5 %. La migration et les envois de fonds ont un impact égalisateur sur la distribution des revenus. Ce résultat concorde avec ceux trouvés par Acosta *et al.* [2007] dans les cas d'Haïti, du Guatemala, du Nicaragua et du Pérou.

¹⁰ Les variations estimées par Lachaud sont toutefois nettement supérieures en moyenne (+39 % dans les zones urbaines et +17 % dans les zones rurales). Cet écart pourrait venir de la méthodologie employée qui se rapproche de celle de Barham et Boucher.

Tableau 7 : Impact des envois de fonds sur les inégalités

	Observé	Scénario contrefactuel 1 « naïf »	Scénario contrefactuel 2 Barham et Boucher	Scénario contrefactuel 3 Barham et Boucher « modifié »
Consommation par habitant (en milliers de FCFA)				
Moyenne	174	162	163 [161 – 164]	175 [172 – 180]
Quintile				
Q1	66	63	62 [60 – 63]	61 [60 – 63]
Q2	109	104	103 [103 – 104]	104 [103 – 105]
Q3	151	141	144 [143 – 146]	147 [145 – 148]
Q4	214	200	206 [204 – 209]	212 [210 – 214]
Q5	446	407	421 [417 – 428]	462 [452 – 486]
Variation (%)				
Moyenne nationale		-6,9%	-6,3%	0,6%
Q1		-4,5%	-6,1%	-7,6%
Q2		-4,6%	-5,5%	-4,6%
Q3		-6,6%	-4,6%	-2,6%
Q4		-6,5%	-3,7%	-0,9%
Q5		-8,7%	-5,6%	3,6%
Indice de Gini				
National	37,6 [36,2 – 41,0]	38,1 [36,1 – 40,8]	37,8 [37,4 – 38,2]	39,3 [38,5 – 40,5]
Urbain	33,9 [30,9 – 39,8]	34,4 [31,3 – 38,4]	33,4 [32,9 – 34,0]	36,2 [35,3 – 37,7]
Rural	33,5 [31,1 – 36,1]	34,2 [32,5 – 36,6]	34,0 [33,4 – 34,5]	36,3 [35,3 – 37,7]

Limites

Voici quelques limites à apporter à nos résultats. Premièrement, le revenu contrefactuel que nous avons imputé aux ménages bénéficiaires d'envois de fonds risque d'être sous-évalué si ces ménages s'avèrent beaucoup plus productifs que les autres. Sur le plan économétrique, cela signifie que les coefficients $\hat{\alpha}$, $\hat{\beta}$ et $\hat{\gamma}$ que nous avons attribués aux ménages bénéficiaires de transferts dans le scénario sans envoi de fonds sont trop faibles, en dépit de la correction de la sélection sur les variables non observables. Si l'on en juge par les coefficients estimés des équations de revenu (tableaux 3 et 4), il semble bien y avoir d'importants écarts de productivité des facteurs entre les ménages avec migrants et ceux sans migrants. En conséquence, les ménages pourraient perdre plus que les estimations contrefactuelles 2 et 3 ne le supposent si les coefficients qui leur sont attribués sont erronés. De plus, cette intuition se confirme lorsque l'on étudie le montant moyen des facteurs de production des ménages recevant des fonds par rapport à ceux n'en recevant pas (voir tableau 3). Les premiers sont mieux dotés en facteurs de production, ce qui implique qu'ils en font une utilisation plus productive. Cependant, nous ne pouvons exclure la possibilité que ce que nous avons considéré comme étant la décision propre

des individus d'émigrer soit en fait une conséquence de la migration. Autrement dit, les ménages recevant des fonds sont plus productifs car, grâce aux transferts qu'ils ont reçus dans le passé, ils ont pu investir dans du capital physique et humain. Leur patrimoine et leur productivité sont donc supérieurs à ceux des autres ménages. En ce cas, notre modèle de sélection n'est pas tout à fait adéquat. Cela ne signifie pas pour autant que les migrants se répartissent de façon aléatoire dans la population, mais simplement que l'effet de sélection intègre des caractéristiques qui sont les conséquences et non les causes de la migration.

Deuxièmement, pour construire les revenus contrefactuels, nous avons émis diverses hypothèses sur les pourvoyeurs de fonds. Or il est difficile de savoir si nous devons compter un expéditeur ou deux ou plus par ménage et si, à ces pourvoyeurs de fonds, il faut ajouter les migrants qui n'envoient pas de transferts. De fait, tous les migrants n'envoient pas de fonds et il est vraisemblable que les familles en tiennent compte au moment de la décision d'envoyer un ou plusieurs des leurs en migration. Si l'on suit ce raisonnement, il est alors logique de prendre en considération les 1,2 million d'émigrés maliens pour bâtir un scénario contrefactuel plus réaliste. Malheureusement, aucun élément ne nous permet de définir la manière de les répartir au sein de la population malienne.

Troisièmement, nous n'avons tenu compte que de l'effet de sélection intervenant dans le choix de migrer. Or, il est probable que la population active ne se répartisse pas non plus de façon aléatoire. Le cas échéant, il faudrait introduire deux critères de sélection dans notre spécification, comme l'ont fait Barham et Boucher [1998] : le choix de migrer et la décision de participer au marché du travail. En effet, la présence ou l'absence d'un ou deux hommes adultes dans un ménage influe probablement sur la décision des autres membres, notamment des femmes, d'entrer dans la vie active. Cependant, étant donné le mode de fonctionnement du marché du travail malien et la nature des informations contenues dans l'enquête, il est impossible d'avoir une mesure correcte de la décision d'être actif. C'est pourquoi nous avons laissé cette question de côté.

Le dernier point porte sur la validité d'une approche consistant à élaborer un scénario contrefactuel en lieu et place d'un modèle d'équilibre général. Plus le nombre de migrants par ménage est élevé, plus le raisonnement « toutes choses égales par ailleurs » est difficile à défendre. En effet, le scénario contrefactuel sans migration conduit à faire augmenter artificiellement la population d'un pays de 2,5 % à 10 %, ce qui a nécessairement des répercussions considérables sur le marché du travail, le niveau d'études moyen dans la population et donc les rendements attendus de l'éducation, la demande totale et l'offre totale, les importations et le crédit, etc. Tous ces effets devraient être pris en compte pour évaluer de façon rigoureuse l'impact d'un arrêt de la migration (et des transferts) sur la pauvreté à la manière d'Heckman, Lochner et Taber [1998]. Or les données dont nous disposons ne nous permettent pas de le faire.

CONCLUSION

En appliquant la méthode d'estimation standard d'Heckman en deux étapes pour corriger la sélection sur les caractéristiques observables et non observables des ménages bénéficiaires d'envois de fonds au Mali, nous avons calculé un revenu contrefactuel pour ces ménages, dans le cadre d'un scénario sans migration. Faute d'informations sur les migrants, nous avons fait

l'hypothèse d'un migrant, ayant un niveau d'études primaires, par ménage. C'est une hypothèse prudente, aussi nos résultats sont-ils vraisemblablement sous-évalués.

Nos résultats montrent que les envois de fonds diminuent significativement le nombre de pauvres au Mali, surtout dans les régions, comme celle de Mopti, où la dépendance vis-à-vis de ces envois est forte. En outre, l'argent de la migration tend à faire reculer les inégalités. L'impact estimé des envois de fonds sur la pauvreté et les inégalités dépend toutefois des hypothèses émises pour l'élaboration du scénario contrefactuel. Il est le plus fort quand nous appliquons la méthodologie de Bahram et Boucher. Lorsque nous exploitons toutes les informations contenues dans les résidus, la migration et les envois de fonds n'ont pas toujours un effet positif, notamment pour les ménages du quintile supérieur.

Il s'agit bien évidemment de résultats statiques, limités aux seuls envois de fonds. Ce faisant nous ne tenons pas compte du fait que certains migrants sont susceptibles d'expédier davantage d'argent à moyen terme, après avoir amélioré leurs compétences dans le pays d'accueil et leur salaire en conséquence. Nous ne prenons pas non plus en considération l'accumulation de capital humain, dont le Mali pourrait profiter si les migrants décidaient d'y retourner.

Ces résultats livrent un double enseignement pour l'action des pouvoirs publics. Premièrement, il faudrait accroître la vitesse et la sécurité des transferts effectués par les migrants, pour que leurs envois de fonds vers l'Afrique sub-saharienne atteignent des niveaux comparables à ceux enregistrés en Amérique latine ou en Asie du Sud. Deuxièmement, pour abaisser le taux de pauvreté élevé du Mali, les agences de développement devraient prendre des mesures pour orienter les transferts sociaux et les projets de développement vers les zones où l'émigration et les envois de fonds depuis l'étranger sont moins fréquents. Cependant, la sensibilité des résultats concernant la pauvreté et les inégalités au choix de la méthode nécessite d'approfondir les travaux sur ce thème. A cet égard, il faudrait disposer de bases de données spécifiques, à savoir de bases de données de panel, qui permettraient d'assurer le suivi dans le temps des ménages et des migrants et qui contiendraient toutes les caractéristiques nécessaires sur les migrants : âge, sexe, situation matrimoniale, niveau d'études, expérience professionnelle, salaire précédent et actuel, pays de destination, intention de revenir dans le pays d'origine, etc. Les enquêtes transversales sur les ménages pourraient constituer un « optimum de second rang » à condition qu'elles comprennent au moins un module détaillé sur la migration, enregistrant les migrations passées et présentes.

Bibliographie

ACOSTA P., CALDERON C., FAJNZYLBER P., LOPEZ H. [2007], « What is the Impact of International Remittances on Poverty and Inequality in Latin America », *World Development*, 36(1), p.89-114

ADAMS R. H. Jr. [1989], « Worker Remittances and Inequality in Rural Egypt », *Economic Development and Cultural Change*, 38(1), p. 45-71.

ADAMS R. H. Jr. [2006] « Remittances and Poverty in Ghana », *World Bank Policy Research Working Paper* 3838, February.

ADAMS R. H. Jr., PAGE J. [2003], « International Migration, Remittances and Poverty in Developing Countries », *World Bank Working paper* n° 3179, December.

ADAMS R. H. Jr., CUECUECHA A., PAGE J. [2008], « Remittances, Consumption and Investment in Ghana », *World Bank Policy Research Working Paper* n° 4515, 47 p.

AMUEDO-DORANTES C., POZO S., [2004], « Workers' Remittances and the Real Exchange Rate: A Paradox of Gifts », *World Development*, 32(8), p.1407-1417.

AZAM J.-P., GUBERT F. [2005], « Those in Kayes. The Impact of Remittances on Their Recipients in Africa », *Revue Economique*, 56, p. 1331-1358.

BARHAM B., BOUCHER S. [1998], « Migration, remittances, and inequality: estimating the net effects of migration on income distribution », *Journal of Development Economics*, 55(2), p. 307-331.

BOLLARD A., MCKENZIE D., MORTEN M., RAPOPORT H. [2009], « Remittances and the Brain Drain Revisited: The Microdata show that more educated migrants remit more », paper presented to the 2nd International Conference on Migration and Development, Washington DC, September 10-11, 2009.

BOURDET Y, FALCK H. [2006] « Emigrants Remittances and Dutch Disease in Cape Verde », *International Economic Journal*, 20(3), p.267-284.

CLARKE G.R.G., WALLSTEN S. [2003], « Do Remittances Act Like Insurance? Evidence From a Natural Disaster in Jamaica », mimeo.

DEATON, A. [1997], *The Analysis of Household Surveys: A Microeconometric Approach to Development Policy*, Johns Hopkins University Press, World Bank, August.

DELARUE J., MESPLE-SOMPS S., NAUDET J-D., ROBILLIARD A-S. [2009], « The Sikasso Paradox : Does Cotton Reduce Poverty ? », *Document de travail DIAL* n°2009/09.

DURAND J., PARRADO E. A., MASSEY D. S. [1996], « Migradollars and Development: A Reconsideration of the Mexican Case », *International Migration Review*, 30(2), p. 423-444.

FAINI R. [2007] « Remittances and the Brain Drain: Do more skilled migrants remit more? », *World Bank Economic Review*, 21(2), p.177-91.

FREUND C., SPATAFORA N. [2005], « Remittances: transaction costs, determinants, and informal flows », *World Bank Policy Research Working Paper Series* n°3704.

GUBERT F. [2000], « Migration et gestion collective des risques. L'exemple de la région de Kayes (Mali) », Thèse de Doctorat, Université Clermont-Ferrand I, CERDI.

GUBERT F. [2002], « Do Migrants Insure Those Who Stay Behind? Evidence from Kayes Area (Western Mali) », *Oxford Development Studies*, 30(3).

- HECKMAN J. [1979] « Sample Selection Bias as a Specification Error », *Econometrica* 47.
- HECKMAN J., LOCHNER L., TABER C. [1998], « General-Equilibrium Treatment Effects: A Study of Tuition Policy », *American Economic Review*, 88(2), p.381-86.
- LACHAUD J-P. [1999], « Envoi de fonds, inégalité et pauvreté au Burkina Faso », *Centre d'Economie du Développement de l'Université Montesquieu Bordeaux IV Documents de travail* n°40.
- LOPEZ H., MOLINA L., BUSSOLO M. [2007], « Remittances and the real exchange rate », *World Bank Policy Research Working Paper* n°4213.
- KATSELI L. T., LUCAS R.E.B., XENOGIANI T. [2006], « Effects of migration on sending countries: what do we know? », *OECD Working Paper* n°250.
- MISHRA P. [2005], « Macroeconomic Impact of Remittances in the Caribbean », Unpublished paper.
- NIIMI Y., OZDEN C., SCHIFF M. [2008], « Remittances and the Brain Drain: Skilled Migrants Do Remit Less », *IZA Working Paper* n°3393.
- RAJAN R., SUBRAMANIAN A. [2005], « What Undermines Aid's Impact on Growth? », mimeo, International Monetary Fund, Washington, DC.
- RODRIGUEZ E. R. [1998], « International Migration and Income Distribution in the Philippines », *Economic Development and Cultural Change*, 46(2), p. 329-50.
- OZDEN C., M. SCHIFF (eds.) [2007], *International Migration, Economic Development and Policy*, The World Bank and Palgrave Macmillan.
- TAYLOR J. E., LOPEZ-FELDMAN A. [2007], « Does Migration Make Rural Households More Productive? Evidence from Mexico », *Agricultural and Development Economics Division of the Food and Agriculture Organization of the United Nations (FAO - ESA) Working Paper* n°07-10.
- WORLD BANK [2006], *Global Economic Prospects*
- WOUTERSE F., TAYLOR J. E. [2006], « Migration and Income Diversification Evidence from Burkina Faso », *Department of Agricultural & Resource Economics, UCD, ARE Working Papers* n°06-003.
- YANG D. [2005], « Coping with Disaster: The Impact of Hurricanes on International Financial Flows, 1970-2001 », *Ford School of Public Policy Working Paper* n°2005-003.
- YANG, D., MARTINEZ C. A. [2006], « Remittances and Poverty in Migrants' Home Areas: Evidence from the Philippines », in OZDEN, C. and M. SCHIFF (eds.) *International Migration, Economic Development and Policy*, The World Bank and Palgrave Macmillan.