

**Le comportement de transfert des migrants
est-il guidé par un motif d'assurance ?
L'exemple des Maliens de Kayes**

Flore GUBERT
IRD-DIAL

INTRODUCTION

La littérature portant sur la migration dans les pays en développement est extrêmement fournie. Cette abondance de recherches résulte tout d'abord de l'importance et de la complexité du phénomène migratoire dans les économies sous-développées. Elle découle ensuite des échecs répétés des politiques migratoires visant à freiner les mouvements de population entre régions ou entre pays, échecs bien souvent attribués à une connaissance trop parcellaire des facteurs à l'origine de la migration.

Le passage en revue de l'ensemble des théories proposées depuis ces trente dernières années permet de distinguer deux courants principaux. Le premier, de type néo-classique, envisage la migration d'un individu comme le résultat d'un différentiel de rémunération du travail entre zones de départ et d'arrivée (Todaro, 1969). Le second, plus récent, appréhende la migration comme une solution adoptée par les familles pour pallier les dysfonctionnements des marchés ruraux du crédit ou du capital (Stark et Levhari, 1982 ; Katz et Stark, 1986). Dans ce cadre d'analyse, c'est la perspective de recevoir des transferts qui est à l'origine de la migration, et non plus exclusivement l'existence d'une différence escomptée de rémunération entre secteurs rural et urbain ou entre pays. Si ce second courant a incontestablement permis une meilleure compréhension des phénomènes migratoires en provenance du monde rural, l'une de ses limites est de considérer comme infaillible l'engagement du migrant à opérer des transferts. Rien ne garantit pourtant à la famille que celui qui part n'adoptera pas, *ex post*, un comportement opportuniste. En soutenant l'entreprise migratoire, la famille s'expose ainsi à un nouveau type de risque : celui de subir les pertes associées au départ d'un membre d'âge actif sans bénéficier des retombées financières de la migration.

Partant de cette réflexion, cet article propose une analyse du comportement de transfert d'un échantillon de migrants originaires de la région de Kayes, au Mali. Son principal objectif est de montrer que celui-ci est compatible avec la volonté des familles de se prémunir contre les risques auxquels elles font face. L'article se présente de la façon suivante : la section I propose un modèle de comportement de transfert. Le cadre théorique retenu est celui offert par de la Brière et al. (1997). Il repose sur l'hypothèse que les transferts s'inscrivent dans le cadre d'un contrat implicite d'assurance entre le migrant et sa famille d'origine. La section II décrit les données utilisées et présente un certain nombre de faits stylisés qui soulignent l'importance de la migration et des transferts au sein de la zone d'étude. Les prédictions du modèle théorique sont enfin soumises à réfutation à travers l'estimation économétrique d'une fonction de transfert (section III).

I. ANALYSE THEORIQUE DU COMPORTEMENT DE TRANSFERT

La plupart des articles consacrés au comportement de transfert des migrants distinguent deux motifs généraux de transfert : l'altruisme, lequel est défini comme une internalisation positive du bien-être familial dans la fonction d'utilité des migrants (Becker, 1974), et l'échange. Ce

second motif signifie que le migrant réalise des transferts parce qu'il en tire ou espère en tirer une contrepartie. Celle-ci peut consister en des services rendus par les personnes bénéficiant des transferts (prise en charge d'enfants ou de parents, gestion des avoirs du migrant, etc.) (Lucas et Stark, 1985) ; elle peut prendre la forme d'un héritage ou se traduire par des droits dont le migrant pourra jouir lors de son retour au pays (Hoddinott, 1992, 1994) ; etc. Les transferts peuvent eux-mêmes intervenir en contrepartie des dépenses supportées par la famille à l'occasion du départ du migrant ou lors de sa jeunesse (frais de scolarisation, etc.). Ils constituent alors le remboursement d'un emprunt informel contracté auprès de ceux qui sont restés (Johnson et Whitelaw, 1974 ; Rempel et Lobdell, 1978 ; Poirine, 1997). Selon le motif retenu, les montants transférés par le migrant sont une fonction positive ou négative du revenu avant transferts de la famille. Lorsque le comportement du migrant est guidé par des considérations altruistes, on doit observer une relation négative entre les envois de fonds et le revenu avant transferts des bénéficiaires. A l'inverse, lorsque les transferts interviennent en contrepartie de services fournis par les destinataires, on s'attend à une relation positive entre les transferts et la situation économique des bénéficiaires.

L'hypothèse que l'on fait ici est que les transferts s'inscrivent dans le cadre d'un contrat implicite d'assurance entre le migrant et sa famille d'origine. La perspective adoptée est celle où le migrant joue le rôle d'assureur et envoie des fonds à la famille lorsque celle-ci connaît une mauvaise production agricole ou, plus généralement, subit les désagréments d'un choc (maladie, funérailles, etc.). Le cadre théorique retenu est celui proposé par de la Brière et al. (1997) et possède les caractéristiques d'un modèle principal-agent où le principal (la famille) maximise son utilité sous la contrainte d'acceptabilité du contrat par l'agent (le migrant).

1. Hypothèses du modèle

Supposons qu'une famille averse au risque dispose d'un revenu Y_f avec une probabilité Π et d'un revenu $Y_f - \Delta$ ($\Delta > 0$) avec une probabilité $1 - \Pi$. Δ est un choc aléatoire pouvant être lié tout autant à l'activité agricole (choc climatique, invasion d'insectes sur les parcelles cultivées par la famille, etc.) qu'à un événement imprévu (maladie, décès, etc.) contraignant la famille à effectuer des dépenses exceptionnelles pour un montant Δ .

Compte tenu de son aversion pour le risque, la famille décide d'acheter une assurance auprès du migrant. Les termes du contrat sont supposés être tels que le migrant s'engage à verser un montant $R = a\Delta$ lorsque la perte de revenu (ou le choc de consommation) se produit ($0 \leq a \leq 1$) en contrepartie de quoi la famille s'engage à lui payer une somme p . (p représente l'ensemble des coûts subis par la famille pour le compte du migrant. Parmi eux figure le manque à gagner qui résulte de l'interruption des services que rendait le migrant avant son départ : participation aux travaux des champs et aux autres tâches quotidiennes, aide apportée pour l'éducation des enfants, etc.).

En tant que principal, la famille choisit le montant de la prime à payer p tel que le contrat soit acceptable pour l'agent (c'est-à-dire tel que la participation du migrant au contrat lui permette d'atteindre un niveau d'utilité au moins égal à celui qu'il obtiendrait sans y participer), puis choisit le niveau optimal de couverture a qui maximise son utilité espérée.

La condition d'existence du contrat est que p , la somme versée par la famille au migrant, soit au moins égale au montant espéré du dédommagement financier apporté par le migrant et au plus égale au montant du dédommagement en cas de choc, soit $a\Delta \geq p \geq (1 - \Pi)a\Delta$.

De façon formelle, le problème d'optimisation de la famille est donné par :

$$\underset{a}{\text{Max}} \Pi u(Y_f - p) + (1 - \Pi) u(Y_f - \Delta - p + a\Delta) \quad (1)$$

sous la contrainte :

$$\Pi v(Y_m + p) + (1 - \Pi) v(Y_m + p - a\Delta) \geq v(Y_m) \quad (2)$$

où u et v sont respectivement la fonction d'utilité de la famille et celle du migrant et Y_m est le revenu du migrant.

2. Résolution du modèle¹

2.1. Résolution du problème de l'agent (le migrant)

Il s'agit ici de déterminer le montant de la prime p^* , tel que le contrat d'assurance soit acceptable pour le migrant.

Si l'on suppose que la contrainte de participation est saturée², l'équation (2) est une égalité. Un développement de Taylor du second degré autour de Y_m donne alors :

$$v'(Y_m)[p - a\Delta(1 - \Pi)] + \frac{1}{2}v''(Y_m)[\Pi p^2 + (1 - \Pi)(p - a\Delta)^2] \approx 0 \quad (3)$$

On note $X(Y_m) = -\frac{v''(Y_m)}{v'(Y_m)}$ la mesure d'aversion pour le risque du migrant.

En utilisant cette expression dans l'équation précédente, on obtient l'équation de second ordre suivante :

$$p^2 X - 2p[l + (1 - \Pi)Xa\Delta] + (1 - \Pi)a\Delta(Xa\Delta + 2) \approx 0 \quad (4)$$

Cette équation admet deux solutions :

$$p^*(a) = a\Delta(1 - \Pi) + \frac{1}{X} \pm \frac{\sqrt{1 - \Pi(1 - \Pi)X^2 a^2 \Delta^2}}{X}$$

On montre qu'une seule d'entre elles respecte la condition d'existence du contrat (voir démonstration en annexe), si bien que le niveau de la prime qui conduit à l'acceptabilité du contrat par le migrant est :

¹ La plupart des calculs présentés dans cette section sont tirés de de la Brière et al. (1997).

² Cette hypothèse implique que la famille est en mesure de manipuler les termes du contrat et donc que les migrants se font concurrence entre eux.

$$p^*(a) = a\Delta(1-\Pi) + \frac{1}{X} - \frac{\sqrt{1-\Pi(1-\Pi)X^2a^2\Delta^2}}{X} \quad (5)$$

2.2. Résolution du problème du principal

Le principal maximise son utilité en tenant compte de la contrainte de participation de l'agent. Son programme est donc donné par :

$$\underset{a}{\text{Max}} \Pi u(Y_f - p^*) + (1-\Pi)u(Y_f - \Delta - p^* + a\Delta)$$

sous la contrainte exprimée par l'équation (5).

En posant $A = 1 - \Pi(1-\Pi)X^2a^2\Delta^2$ et en remplaçant p^* par son expression, le programme du principal devient :

$$\underset{a}{\text{Max}} \Pi u\left\{Y_f - a\Delta(1-\Pi) - \frac{1}{X} + \frac{\sqrt{A}}{X}\right\} + (1-\Pi)u\left\{Y_f + \Delta(\Pi a - 1) - \frac{1}{X} + \frac{\sqrt{A}}{X}\right\} \quad (6)$$

La condition de premier ordre est donnée par :

$$\begin{aligned} -\left[1 - \frac{(1-\Pi)Xa\Delta}{\sqrt{A}}\right] u'\left\{Y_f + \Delta(-1 + \Pi a) - \frac{1}{X} + \frac{\sqrt{A}}{X}\right\} \\ -\left[1 + \frac{\Pi X a \Delta}{\sqrt{A}}\right] u'\left\{Y_f - a\Delta(1-\Pi) - \frac{1}{X} + \frac{\sqrt{A}}{X}\right\} = 0 \end{aligned} \quad (7)$$

Un développement de Taylor de premier ordre autour de Y_f donne :

$$\left[-\frac{Xa\Delta}{\sqrt{A}}\right] u'(Y_f) + \left[-\Delta + \frac{X\Delta^2}{\sqrt{A}}(1-\Pi)a + \frac{a\Delta}{\sqrt{A}}\right] u''(Y_f) \approx 0 \quad (8)$$

On note $\xi(Y_f) = -\frac{u''(Y_f)}{u'(Y_f)}$, la mesure d'aversion pour le risque de la famille.

En utilisant cette expression dans l'équation précédente et en isolant a , on trouve, après simplification :

$$a^* = \frac{1}{\left[\Delta^2(1-\Pi)\xi^2 + 2\Delta(1-\Pi)\xi\left(1 + \frac{\xi}{X}\right) + \left(1 + \frac{\xi}{X}\right)^2\right]^{\frac{1}{2}}} \quad (9)$$

La forme réduite de la fonction de transfert est donc :

$$R = a^* \Delta = R(\Pi, \Delta, X, \xi) \quad (10)$$

La statique comparative du modèle permet d'aboutir à un certain nombre de propositions empiriquement testables.

PROPOSITION 1 : Le taux de couverture optimal a^* est une fonction décroissante de Δ . Le soutien financier apporté par le migrant à sa famille n'en demeure pas moins une fonction positive du choc, dans la mesure où $da/d\Delta$ est supérieur à -1.

PROPOSITION 2 : Le taux de couverture optimal a^* est une fonction décroissante de l'incidence du choc ($da/d\Pi < 0$) si bien que les transferts sont une fonction décroissante de Π .

PROPOSITION 3 : La prime d'assurance réclamée par le migrant s'accroît avec son degré d'aversion pour le risque, si bien que le taux de couverture optimal a^* diminue ($da/dX < 0$). L'aversion absolue pour le risque étant décroissante avec le revenu, plus les migrants sont riches, plus les transferts qu'ils opèrent en cas de choc affectant leurs familles d'origine sont importants.

PROPOSITION 4 : Le taux de couverture optimal a^* s'accroît avec le degré d'aversion pour le risque de la famille. Là encore, l'aversion absolue pour le risque étant décroissante avec le revenu, plus les familles sont pauvres, plus les transferts qu'elles reçoivent de la part des migrants en cas de choc sont élevés.

II. ANALYSE DESCRIPTIVE DES DONNEES

Les données utilisées proviennent d'une enquête réalisée par l'auteur entre janvier et avril 1997, au sein de huit villages de la région de Kayes¹. L'unité statistique retenue est l'unité de production agricole (UPA), laquelle regroupe les individus travaillant ensemble sur un (parfois plusieurs) « grand champ », qui leur fournit leur alimentation collective et celle de leurs dépendants. En zone sahélienne, elle se compose traditionnellement d'un chef de famille (l'aîné), ses femmes, ses plus jeunes frères et leurs épouses, auxquels s'ajoutent l'ensemble des descendants, sur deux ou trois générations (Lavigne Delville, 1991). Au total, 305 UPA ont été interrogées. Pour chacune d'elles, les données fournissent des informations détaillées sur la production agricole, les actifs productifs, les revenus, les dépenses et les caractéristiques individuelles de l'ensemble des membres les composant (sexe, âge, niveau d'instruction, situation maritale, activité, etc.), qu'ils aient été présents ou non lors de notre passage. L'enquête ayant été spécialement conçue pour apprécier l'impact de la migration et des transferts sur le fonctionnement des UPA, les chefs de famille ont été chargés d'établir la liste de l'ensemble des transferts monétaires ou en nature reçus au cours de l'année 1996 et de fournir des informations sur les personnes les ayant envoyés.

¹ Situés en bordure du fleuve Sénégal, les huit villages sont : Djimekon, Fanguine Koto, Moussa Waguya, Kerouane, Dyalla Khasso, Somankidi, Diakandape et Gakoura.

1. Incidence de la migration et caractéristiques des migrants

Sur les 6 947 individus de l'échantillon, 1 150 (16,6%) étaient en migration au moment de l'enquête (*i.e.* étaient absents depuis plus de 6 mois). L'examen des données relatives aux seuls migrants masculins de plus de 14 ans révèle que près de 68% d'entre eux sont à l'étranger, dont 71,6% en France. Les autres destinations internationales sont, par ordre d'importance, la Côte d'Ivoire (7,8%), le Gabon (6,1%) et le Sénégal (3,9%). Les migrants internes se dirigent surtout vers les zones urbaines. 55% d'entre eux résident à Bamako, la capitale du pays, et 24,6% à Kayes, la capitale régionale.

TABLEAU I – REPARTITION DES INDIVIDUS SELON LEURS CARACTERISTIQUES DEMOGRAPHIQUES ET SOCIO-ECONOMIQUES ET LE STATUT MIGRATOIRE ^(*)

	Ensemble (n=1 933)	Non Migrants (n1=1 330)	Migrants internatio- naux (n2=416)	Migrants Internes (n3=187)
<i>Age</i>				
14-19	22,7	29,6	3,7	14,0
20-24	15,1	16,2	9,9	18,0
25-29	12,4	10,2	15,8	21,9
30-34	8,8	6,8	12,8	15,2
35-39	7,7	7,0	9,9	7,9
40-44	7	5,2	10,9	11,2
45-49	6,9	4,1	16,5	5,6
50-54	5	4,1	8,9	2,2
55-59	4,4	4,2	6,7	0,6
60+	10,1	12,6	4,9	3,4
<i>Niveau d'instruction</i>				
Sans	54,7	57,9	58,7	23,5
Primaire	43,3	39,2	33,2	54
Secondaire	2,1	1,3	0,7	11,2
Supérieur	2,1	0,6	2,6	11,2
<i>Statut familial</i>				
Chef d'UPA	15,1	18,7	8,6	3,7
Fils du chef	35,9	35,0	33,4	48,1
Frère du chef	21,6	16,9	37,5	18,7
Neveu du chef	19	19,4	15,9	23
Autre	8,5	10,0	4,5	6,4
<i>Taille de l'UPA</i>				
0-10	15,2	14,4	8,2	36,4
10-20	25,4	25,6	26,9	19,8
20-30	27,5	28,5	26,2	23
30-40	16,2	15,8	19,9	11,2
40+	15,7	15,7	18,8	9,6
<i>Appartenance ethnique</i>				
Soninke	58,8	57,1	74,3	34,8
Khassonke	39,4	40,9	21,1	65,2
Autre	1,8	2,0	4,6	0

^(*) Hommes de plus de 14 ans

Source : Notre enquête.

Le tableau I montre qu'il existe des différences importantes entre migrants et non migrants, et entre migrants internes et internationaux. Au regard de l'âge, tout d'abord, les migrants internes apparaissent en moyenne beaucoup plus jeunes que les migrants internationaux : plus de 70% d'entre eux ont moins de 35 ans tandis que cette proportion n'est que de 42,2% chez les migrants internationaux, lesquels se répartissent assez également au sein de toutes les classes d'âge comprises entre 20 et 55 ans. La répartition des individus selon le niveau d'instruction montre également des différences importantes selon le choix de la destination migratoire. Les migrants internes apparaissent en moyenne plus instruits, puisqu'ils sont seulement 23,5% à n'avoir jamais fréquenté l'école contre respectivement 54,7% et 58,7% sur l'ensemble de l'échantillon et chez les migrants internationaux. Ils sont par ailleurs plus de 22% à avoir poursuivi (ou à poursuivre) des études secondaires ou supérieures contre moins de 4% au sein des autres groupes. Les caractéristiques familiales sont également discriminantes en matière de comportement migratoire. Les individus appartenant à des familles de grande taille (plus de 30 personnes) sont en proportion plus nombreux au sein des migrants internationaux que sur l'ensemble de l'échantillon. Ceux issus de familles de petite taille (moins de 10 personnes) sont, en revanche, fortement représentés parmi les migrants internes. Cette corrélation apparente soulève la question de l'endogénéité potentielle de cette variable, dans une société où la capacité d'un chef de famille à entretenir un nombre élevé de dépendants est encore une source de prestige. Ce phénomène de reconnaissance sociale qui passe par la taille de la famille contribue à expliquer que les hommes multiplient, aussitôt que leurs moyens les en autorisent, le nombre d'épouses et d'enfants à leur charge. Les familles qui ont des émigrés à l'étranger sont donc en moyenne de beaucoup plus grande taille que les familles sans migrants ou dont les émigrés résident dans une autre région du Mali. La répartition des individus selon l'appartenance ethnique montre enfin que plus des trois quarts des migrants internationaux sont soninké (contre 58,8% sur l'ensemble de l'échantillon), tandis que 65,2% des migrants internes sont khashonké (contre seulement 39,4% sur l'ensemble de l'échantillon).

2. Montant des transferts

Le tableau II montre comment varient la proportion de migrants opérant des envois de fonds et le montant moyen des transferts réalisés par migrant, selon le lieu de résidence. Les transferts incluent ici : (i) les envois d'argent à la famille (qu'ils soient acheminés par le système bancaire ou en recourant aux services d'un tiers) ; (ii) les envois en nature exprimés en valeur monétaire (les conversions ont été effectuées à partir des prix de marché) ; et (iii) les paiements effectués par les migrants, depuis leur lieu de résidence, pour le compte de leur famille d'origine. Appartiennent à cette dernière catégorie les paiements ponctuels de médicaments, les salaires directement versés au berger et aux travailleurs agricoles et le paiement des produits alimentaires mis à la disposition de la famille.

L'incidence des migrants opérants des envois de fonds et le montant moyen des sommes transférées sont très variables selon le lieu de résidence des migrants. Ainsi, 86,8% des migrants résidant en France ont réalisé des transferts au cours de l'année 1996, contre seulement 24,6% pour les migrants internes. En outre, les premiers ont envoyé en moyenne 774 698 Fcfa en 1996 contre 18 343 Fcfa pour les seconds.

TABLEAU II - TRANSFERTS MOYENS REALISES PAR MIGRANT (*) AU COURS DE L'ANNEE 1996, SELON LE LIEU DE RESIDENCE

Lieu de résidence des migrants	Proportion de migrants opérant des transferts (%)	Ecart-type	Transfert moyen en Fcfa	Ecart-type	<i>n</i>
Mali	24,6	43,2	18 343	46 332	187
France	86,8	33,9	774 698	626 806	288
Côte d'Ivoire	32,2	47,5	40 290	85 560	31
Sénégal	31,2	47,9	13 000	31 885	16
Autres Afrique de l'ouest	35,7	49,7	9 286	17 193	14
Gabon	54,2	50,9	115 431	213 922	24
Autres Afrique centrale	38,9	50,2	66 966	124 869	18
Reste du monde	100,0	0,0	286 072	263 569	6
<i>Ensemble</i>	<i>58,6</i>	<i>49,3</i>	<i>400 464</i>	<i>578 748</i>	<i>584</i>

(*) Hommes de plus de 18 ans, absents depuis plus de 6 mois au moment de l'enquête.

Note.- 100 Fcfa = 1FF.

Sources : Notre enquête.

Les transferts occupent une place prépondérante dans le revenu des familles enquêtées (voir le tableau III). En 1996, ils représentaient 40,1% du revenu par tête des 305 exploitations de l'échantillon et 50,8% du revenu par tête des 182 exploitations comptant au moins un membre d'âge actif à l'étranger. L'agriculture est l'autre principale source de revenu des familles.

Bien que les migrants aient initié et financé d'importants projets de développement agricole dans la plupart des villages situés en bordure du fleuve Sénégal, l'irrigation n'est pas encore une pratique très répandue et les aléas climatiques demeurent le principal facteur de variabilité des revenus. Les risques de maladie sont également élevés : les UPA ont consacré en moyenne 14% de leurs revenus issus des activités locales à l'achat de médicaments.

Une analyse non paramétrique menée sur deux variables de choc construites à partir de nos données apporte un premier soutien empirique à l'idée que les envois des migrants contribuent à couvrir certaines dépenses imprévues des familles. Elle révèle en effet que le montant moyen des transferts reçus par UPA est une fonction croissante du nombre de membres d'âge actif n'ayant pas cultivé en 1996 pour cause de maladie (tableau IV) et une fonction croissante du nombre de décès enregistrés au sein des familles (tableau V). Une analyse multivariée est cependant requise pour contrôler tous les autres facteurs susceptibles d'exercer une influence sur le comportement de transfert des migrants.

LE COMPORTEMENT DE TRANSFERTS DES MIGRANTS EST-IL GUIDE PAR UN MOTIF D'ASSURANCE ?

TABLEAU III - STRUCTURE DU REVENU PAR TETE, 1996

Sources de revenu	Revenu par tête (Fcfa)					
	Ensemble des UPA			UPA comptant au moins un membre à l'étranger		
	Moyenne	(%)	Ecart-type	Moyenne	(%)	Ecart-type
Revenus agricoles	25 470	(28,1%)	20 734	22 139	(20,9%)	19 183
Revenus non agricoles	11 735	(13,0%)	27 428	6 214	(5,9%)	12 597
Transferts	36 310	(40,1%)	36 659	53 810	(50,8%)	41 045
Pensions, rentes	17 065	(18,8%)	71 572	23 714	(22,4%)	83 677
Total	90 581		83 798	105 878		92 759
<i>n</i>	305			182		

Source : Notre enquête.

TABLEAU IV - MONTANT DES TRANSFERTS SELON LE NOMBRE DE MALADES AU SEIN DE L'UPA, 1996

Nombre de membres de l'UPA qui n'ont pu cultiver en 1996 pour cause de maladie	Montant des Transferts reçus par UPA (Fcfa)	Ecart-type	n	t	P> t
0	947 491	1 162 315	186		
1	1 469 568	819 828	31	2,40	0,017
2	1 665 800	407 022	4	0,46	0,644
3	3 173 133	881 616	3	3,09	0,027
Ensemble	1 062 418	1 149 383	224		

Source : Notre enquête.

TABLEAU V - MONTANT DES TRANSFERTS SELON LE NOMBRE DE DECES AU SEIN DE L'UPA, 1996

Nombre de décès recensés en 1996 au sein de l'UPA	Montant des transferts reçus par UPA (Fcfa)	Ecart-type	n	t	P> t
0	1 011 703	1 141 881	203		
1	1 424 245	1 246 111	16	1,38	0,168
2	1 775 690	423 963	4	0,55	0,591
3	2 715 250	0	1	-	-
Ensemble	1 062 418	1 149 383	224		

Source : Notre enquête.

III. APPLICATION ECONOMETRIQUE

1. Présentation du modèle économétrique

Le modèle développé dans la section I pouvant avoir une solution en coin ($R=0$), nous avons privilégié, lors de l'estimation économétrique, les modèles de régression avec variables censurées. Au sein de l'échantillon, plus de 41% des migrants n'ont effectué aucun envoi de fonds en 1996. Cette part atteint 75,5% au sein du sous-échantillon des migrants internes alors qu'elle n'est que de 25,3% chez les migrants internationaux.

La forme réduite de la fonction de transfert est donnée par :

$$R^* = R^*(X_m, Y_f, \Delta, X, \xi) + \varepsilon$$

$$\begin{cases} R = R^* \text{ if } R^* > 0 \\ R = 0 \text{ if } R^* \leq 0 \end{cases} \quad (11)$$

où R est le montant observé des transferts envoyés par le migrant ; R^* , une variable latente et ε , un terme aléatoire suivant une loi normale de moyenne nulle.

X_m est un vecteur de variables relatives aux caractéristiques du migrant. Il comprend l'âge de l'individu introduit sous forme quadratique ; son niveau d'instruction, mesuré par le nombre d'années de scolarisation (hors enseignement traditionnel) ; le nombre d'années qui se sont écoulées depuis son arrivée dans le pays d'immigration et deux variables muettes indiquant son lieu de résidence (la première prenant la valeur 1 s'il réside à l'étranger -0 sinon, la seconde prenant la valeur 1 s'il réside en France - 0 sinon -). Ces variables sont introduites dans la régression en tant que *proxy* du revenu Y_m du migrant sur lequel les données de l'enquête ne fournissent aucune information. Leur signe à l'issue de l'estimation reflètera donc à la fois l'effet direct du revenu du migrant sur les transferts, et son effet indirect à travers l'aversion pour le risque du migrant.

Y_f est un indicateur de revenu de la famille. Compte tenu du risque d'endogénéité de cette variable (dans la mesure où les transferts peuvent affecter l'offre de travail des membres de l'UPA), l'indicateur de richesse que nous avons retenu est la valeur prédite du revenu familial hors transferts. Celle-ci a été obtenue en régressant le revenu familial hors transferts sur un ensemble de variables telles que la taille et le niveau moyen d'éducation des membres de l'UPA, la proportion de membres d'âge actif, le nombre de têtes de bétail, la présence ou non d'anciens émigrés bénéficiant d'une retraite, la possession d'actifs productifs, etc. Le revenu estimé a ensuite été rapporté à la taille de la famille. D'autres spécifications ont été retenues parmi lesquelles le montant des pensions de retraite versées par les organismes de protection sociale français, rapporté au nombre de membres résidents de la famille. Les données de l'enquête montrent en effet que près de 12% des familles ayant des membres en migration bénéficient de pensions de retraite et que l'existence de cette rente leur permet d'accéder à un niveau de vie sensiblement plus élevé que celui des autres familles.

L'influence de Δ sur le comportement de transfert des migrants est testée à travers l'introduction de trois variables : le nombre de membres de la famille qui n'ont pas cultivé en 1996 pour cause de maladie, le nombre de personnes décédées en 1996 et une variable de choc de revenu agricole estimée à partir de nos données. Ces trois variables présentent l'intérêt de tenir compte des différents types de risque auxquels sont exposées les familles que nous avons interrogées : les risques de maladie ou de décès, qui nécessitent des dépenses imprévues (consultations médicales, achat de médicaments, organisation des funérailles, etc.) et qui peuvent avoir des conséquences sur le revenu familial (il en est ainsi, par exemple, lorsque les individus malades sont dans l'incapacité de participer aux travaux des champs, de semer à temps, etc.), et les risques liés à l'activité agricole.

Il nous faut ici dire quelques mots sur les différentes spécifications que nous avons retenues pour la variable relative aux aléas agricoles. Le calendrier des travaux culturels au sein de notre zone d'étude fait que les céréales ou l'arachide consommées par les familles au cours d'une année civile donnée sont issues de la production de l'année précédente. Il en découle que si les transferts servent en partie à compenser les effets d'une mauvaise production agricole, les sommes envoyées au cours de l'année 1996 dépendent davantage des conditions de production de l'année 1995 que de celles de 1996¹. Notre enquête ayant été effectuée au début de l'année 1997 et se concentrant sur la seule année 1996, nous ne disposons malheureusement pas de beaucoup d'informations relatives à la campagne agricole de 1995, à l'exception toutefois des niveaux de production de céréales et d'arachide enregistrés par les familles. Partant, trois spécifications ont été retenues pour la variable de choc agricole.

La première spécification (*régression 1*) est l'écart à la moyenne, calculé en faisant la différence entre la production céréalière obtenue lors de la campagne de 1995 et la moyenne des productions céréalières des campagnes 1995 et 1996.

La deuxième spécification (*régression 2*) est le résidu issu de l'estimation d'une fonction de production de type Cobb-Douglas dont la variable dépendante est la production céréalière de 1995 (mesurée en kilogrammes). L'équation est de la forme $\log y_i = a_0 + \beta_0 \log X_i + \varepsilon_i$, où y_i représente la production céréalière du ménage i au cours de l'année 1995 ; X_i , un vecteur de variables relatives à la dotation en travail et en capital du ménage (nombre d'actifs masculins et féminins au sein de l'UPA, nombre d'équipements agricoles possédés, etc.) et ε_i , un terme d'erreur aléatoire.

La troisième spécification, enfin, (*régression 3*) est le résidu issu de l'estimation d'une équation de revenu céréalière exploitant la dimension en panel des données de notre enquête (dans la mesure où nous disposons des productions des campagnes agricoles de 1995 et de 1996)².

¹ Le prix des céréales étant particulièrement bas au moment des récoltes, on pourrait penser que les migrants profitent de cette période pour adresser des bons de commande à leurs familles et leur permettre de s'approvisionner à moindres coûts. En fait, il est rare que les bons de commande parviennent aux familles avant le mois de janvier. La raison en est que ces dernières ne sont pas en mesure d'évaluer précisément leurs productions avant d'avoir effectué le battage des céréales et que nombre d'entre elles attendent les mois de décembre ou janvier pour entreprendre ce travail.

² Cette méthode n'est pas très éloignée de celle que retiennent Fafchamps et al. (1998) pour mesurer l'influence d'un choc de revenu d'origine climatique sur les ventes nettes de bétail.

L'équation est de la forme $y_{it} = \alpha_1 + \beta_1 X_i + \lambda_i + \varepsilon_{it}$, où y_{it} représente la production céréalière exprimée en kilogrammes du ménage i au cours de l'année t ; où X_i est, comme précédemment, un vecteur de variables relatives à la dotation en travail et en capital du ménage; λ_i , un effet spécifique et ε_{it} , un terme d'erreur aléatoire. L'avantage de cette dernière spécification sur la deuxième est qu'elle tient compte de l'hétérogénéité des comportements des exploitations agricoles familiales et qu'elle permet de ce fait de purger le terme d'erreur de cette hétérogénéité.

Bien qu'elles permettent de pallier un manque de données, force est d'admettre qu'aucune de ces spécifications n'est exempte de critiques. L'inconvénient de la première spécification tient à l'endogénéité potentielle de la production agricole de 1996 avec la variable dépendante de la fonction de transfert; les deuxième et troisième spécifications présentent quant à elles le risque de fournir des estimateurs biaisés en raison d'erreurs de mesure potentielles sur les régresseurs. Les résultats des estimations devront donc être interprétés avec une certaine prudence.

Plusieurs variables ont également été introduites pour tenir compte de l'intensité des liens entre le migrant et sa famille d'origine. Figurent parmi elles le nombre de dépendants directs du migrant vivant à ses côtés, le nombre de ses dépendants directs restés au village, des variables muettes relatives à la position du migrant au sein de la famille (est-il chef d'UPA? Frère cadet du chef d'UPA? Fils du chef d'UPA?), une variable muette relative à son statut marital (1 si l'individu est célibataire, 0 sinon) et une variable muette relative à ses intentions de retour (1 si l'individu envisage de rentrer au village – *i.e.* si tous les dépendants directs du migrant résident dans le pays d'immigration –, 0 sinon).

Une dernière variable muette est introduite dans la régression pour tester l'hypothèse selon laquelle les transferts interviendraient en contrepartie des dépenses supportées par la famille au moment du départ du migrant. Celle-ci prend la valeur 1 si deux conditions sont remplies (0 sinon): (i) les frais liés au départ en migration de l'individu ont été pris en charge par la famille et (ii) les créiteurs du migrant résidaient au village au moment de l'enquête.

Compte tenu des données manquantes pour certaines variables indépendantes, l'estimation porte sur un échantillon de 533 migrants. Sur ces 533 migrants, 61,9% ont réalisé des transferts au cours de l'année 1996.

2. Spécification du modèle

Le modèle comporte un aspect qualitatif dans la séparation qui est faite des observations selon le signe de R^* (choix de transférer ou non) et un aspect quantitatif (choix du montant des transferts une fois prise la décision d'envoyer des fonds). Il peut donc être estimé soit par la procédure d'Heckman (1979), soit par un modèle tobit, mais en aucun cas ne peut-il être estimé par la méthode des moindres carrés ordinaires. Appliquée à l'échantillon dans son ensemble ou au sous-échantillon des seuls migrants opérant des transferts, cette dernière méthode fournirait en effet des estimateurs biaisés.

La procédure d'Heckman permet de modéliser un processus de décision séquentielle comportant deux phases. Le choix de transférer est d'abord modélisé à l'aide d'un modèle dichotomique simple de transfert (modèle probit), puis la méthode des moindres carrés ordinaires avec correction du biais de sélectivité est appliquée pour modéliser le choix du montant des envois de fonds. C'est cette méthode qui est retenue par Hoddinott (1992, 1994) et par Funhouser (1995) dans leurs études sur les déterminants des transferts appliquées respectivement au Kenya et à deux pays d'Amérique centrale. Le modèle tobit suppose à l'inverse que les deux décisions (choix de transférer et choix du montant des envois de fonds) sont prises simultanément et qu'elles sont en conséquence déterminées par une même loi. Cette méthode est utilisée par Brown (1997), de la Brière et al. (1997) et Ravallion et Dearden (1988) à partir de données relatives à la migration et aux transferts dans les îles du Pacifique sud, en République Dominicaine et en Indonésie respectivement.

L'analyse théorique développée dans la section précédente n'opérant aucune distinction entre les facteurs influençant la propension à transférer des migrants et ceux agissant sur le montant des sommes transférées, le recours au modèle tobit semble à première vue approprié. Sur un plan empirique, toutefois, point n'est besoin d'imposer aux variables indépendantes d'avoir la même influence sur le choix de transférer et sur le choix du montant des transferts. Cragg (1971) et Fin et Schmidt (1984) (Greene, 1997, p.970) ont proposé une méthode pour effectuer le test de l'hypothèse nulle H_0 (modèle tobit) contre l'alternative H_1 , à partir du rapport des vraisemblances. La statistique de test est donnée par :

$$\lambda = 2(\ln L_{probit} + \ln L_{troncature} - \ln L_{tobit})$$

où $\ln L_{probit}$ est le logarithme de la vraisemblance du modèle probit ; $\ln L_{troncature}$, le logarithme de la vraisemblance de la régression tronquée¹ et $\ln L_{tobit}$, le logarithme de la vraisemblance du modèle tobit. L'hypothèse H_0 est rejetée si la valeur de la statistique de test est supérieure à la valeur critique du Chi-deux qui lui est associée.

Dans le cas qui nous intéresse, la valeur calculée de la statistique de test est 60,62 et conduit au rejet de l'hypothèse nulle². Le modèle économétrique se présente donc de la façon suivante :

- Phase 1 : Décision de transférer (partie qualitative du modèle)

$$\begin{cases} r_i = 1 & \text{si } r_i^* > 0 \\ r_i = 0 & \text{si } r_i^* \leq 0 \end{cases} \text{ avec } r_i^* = \gamma' \cdot Z_i + \omega_i$$
- Phase 2 : Choix du montant des transferts (partie quantitative du modèle)

$$R_i = \beta' \cdot X_i + u_i, \text{ si } r_i = 1$$

¹ Greene (1997, p.949) fournit des informations détaillées sur le modèle à variable tronquée. Dans le cas qui est présenté ici, on s'intéresse à la distribution de la variable R , lorsque $R > 0$ (0 représentant la valeur de troncature). Greene montre que, dans ce cas, la valeur espérée de R est donnée par :

$$E(R_i / R_i > 0) = \beta' X_i + \sigma \frac{\phi[-\beta' X_i / \sigma]}{1 - \Phi[-\beta' X_i / \sigma]}$$

où ϕ et Φ sont respectivement la fonction de densité et la fonction de distribution de la variable normale. La méthode d'estimation est celle du maximum de vraisemblance.

² L'hypothèse nulle est rejetée quelle que soit la spécification retenue pour la variable de choc agricole.

où (ω_i, u_i) suit une loi normale bivariée de paramètres $(0, 0, 1, \sigma_u, \rho)$.

3. Estimation et résultats

3.1. Méthode d'estimation

En raison d'un problème de non convergence rencontré lors de l'estimation du modèle par la méthode du maximum de vraisemblance, la fonction de transfert a été estimée par la procédure en deux étapes proposée par Heckman (1979). Cette méthode consiste à estimer successivement la partie qualitative du modèle par un probit et la partie quantitative du modèle par les moindres carrés ordinaires. L'introduction de l'inverse du ratio de Mills dans la seconde régression permet de corriger les résultats de l'estimation du biais résultant de l'endogénéité de la décision de transférer. Ce ratio est donné par :

$$\text{IMR} = \frac{\phi_i(\gamma' Z_i / \sigma_\omega)}{\Phi_i(\gamma' Z_i / \sigma_\omega)} = \lambda(\gamma' Z_i)$$

où ϕ_i représente la fonction de densité de la variable normale standard et Φ_i sa fonction de distribution.

Trois points relatifs à cette méthode méritent ici d'être mentionnés. Premièrement, l'identification du modèle requiert qu'une variable au moins apparaisse dans Z , mais non dans X (Maddala, 1983, pp.231-234). Or, le choix des variables introduites dans la première régression affecte la valeur de l'inverse du ratio de Mills et, par conséquent, les résultats de la seconde régression. Cela doit être pris en compte lors de l'interprétation des résultats. A la suite de Hoddinott (1992), des variables muettes relatives au lieu de résidence de la famille sont introduites dans le probit de transfert. Elles constituent une mesure approximative des coûts de transaction associés à l'envoi de transferts.

Deuxièmement, l'effet marginal, sur le montant des transferts, d'une variable présente à la fois dans X et dans Z se compose d'un effet direct, égal à β , et d'un effet indirect résultant de l'introduction de l'inverse du ratio de Mills dans la seconde régression (Greene, 1997, p.977). De façon formelle, l'effet total est donné par :

$$\frac{\partial E(R_i / R_i > 0)}{\partial X_k} = \beta_k - \gamma_k \{ \beta_\lambda [\lambda^2 + (-\gamma' Z) \lambda] \}, \text{ où } \beta_\lambda = \rho \sigma_u.$$

Supposons, à titre d'exemple, que ρ , le coefficient de corrélation des erreurs, soit positif et que $E(R_i)$ soit plus élevée dans le cas où la variable latente r^* est positive que dans le cas où elle est négative. L'expression entre crochets étant comprise entre 0 et 1, l'effet marginal total d'une variable k sur le montant des transferts est inférieur à son effet marginal direct, donné par β_k . Tout changement opéré sur la probabilité d'appartenir à un groupe plutôt qu'à un autre affecte la moyenne de R_i puisque que $E(R_i)$ est plus élevée lorsque $r^* > 0$. Les effets totaux des variables de notre modèle sont présentés dans le tableau.

Enfin, deux sources d'erreur doivent être corrigées pour obtenir des estimateurs sans biais et efficaces. La première est liée au rejet de l'hypothèse d'homoscédasticité des résidus au sein de la seconde régression (Greene, 1997, p.980). On montre en effet que :

$$E(R_i / r_i = 1) = \beta' X_i + E(u / \omega > -\gamma' Z_i) = \beta' X_i + \rho \sigma_u E(\omega / \omega > -\gamma' Z_i)$$

$$\Leftrightarrow E(R_i / r_i = 1) = \beta' X_i + \rho \sigma_u \cdot \lambda(\gamma' Z_i)$$

d'où il résulte que :

$$R_i = \beta' X_i + \rho \sigma_u \cdot \lambda(\gamma' Z_i) + \varepsilon_i, \text{ avec } V(\varepsilon_i) = \sigma_u^2 [1 - \rho^2 \lambda_i (\lambda_i + \gamma' Z_i)]$$

La seconde source d'erreur réside dans le fait que l'inverse du ratio de Mills est calculé à l'aide du même estimateur γ , pour toutes les observations. Les résultats présentés dans les tableaux VI et VII sont ceux qui ont été obtenus après correction de ces deux sources d'erreur dans la matrice de variances-covariances¹.

3.2. Résultats de la régression

Les régressions fournissent des résultats relativement satisfaisants si l'on en juge par le taux de prédictions correctes du modèle probit de transfert (82%) et par la valeur du R^2 ajusté. Par ailleurs, l'examen rapide des résultats montre que ces derniers apportent un soutien empirique à l'hypothèse d'un contrat implicite d'assurance entre les migrants et leurs familles d'origine. Le signe et la valeur des paramètres estimés méritent toutefois d'être étudiés plus en détail.

Les caractéristiques du migrant

Toutes les variables susceptibles d'agir sur le revenu du migrant sont significatives dans l'une ou l'autre régression (*i.e.* dans les parties qualitative et quantitative du modèle) et ont le signe escompté. Le fait de résider en France est néanmoins la seule variable agissant à la fois sur la propension à transférer et sur le montant des envois de fonds. L'âge de l'individu exerce une influence positive sur la décision de transférer. Toutefois, l'introduction de cette variable sous forme quadratique met évidence une relation en cloche avec un retournement de la courbe autour de 41 ans. Les variables relatives au niveau d'éducation et au nombre d'années écoulées depuis l'arrivée dans le pays d'immigration sont, quant à elles, des déterminants du montant des sommes transférées. La relation positive entre le montant des transferts et la durée d'absence des migrants, bien que non significative au seuil de 10%, peut avoir deux explications. Elle peut tout simplement témoigner d'un effet positif du nombre d'années passées en migration sur le revenu des individus. Mais elle peut également être le reflet de certaines caractéristiques non observables des cohortes successives de migrants² (Brown, 1997 ; Hoddinott, 1994).

¹ La présence d'autres variables estimées parmi les régresseurs est également susceptible de provoquer des biais dans les écarts-type (Murphy et Topel, 1985). Nous n'en avons toutefois pas tenu compte ici.

² Il est en particulier concevable que chaque cohorte de migrants adopte un comportement de transfert qui lui soit spécifique.

TABLEAU VI – DETERMINANTS DES TRANSFERTS– PROCEDURE EN DEUX ETAPES D’HECKMAN (REGRESSION I)

Variables	Probit: P(R>0)			OLS: E(R/R>0)		
	Coef.	dF/dX	z	Coef.	Effet total	t
Constante	-3,032	-0,979	-2,87	-1 107 512		-1,72
Ratio de Mills				333 587		1,63
<i>Fonction de gains du migrant</i>						
Age	0,101	0,032	2,12	11 494	-4 343	0,51
Age ² (/100)	-0,118	-0,038	-1,96	-5 359	13 186	-0,21
Niveau d’instruction	0,035	0,011	1,50	22 869	17 345	2,60
Nombre d’années en migration	0,001	0,0004	0,11	6 026	5 815	1,37
Migrant à l’étranger (<i>dummy</i>)	-0,061	-0,020	-0,19	229 914	239 456	1,83
Migrant en France (<i>dummy</i>)	1,707	0,551	5,92	719 045	450 357	5,15
<i>Lien avec la famille</i>						
Chef d’UPA (<i>dummy</i>)	0,917	0,296	1,75	86 826	-57 553	0,55
Frère du chef (<i>dummy</i>)	0,453	0,146	1,68	40 246	-31 071	0,36
Fils du chef (<i>dummy</i>)	0,635	0,205	2,96	146 936	46 987	1,35
Célibataire (<i>dummy</i>)	-0,464	-0,150	-1,74	-214 211	-141 232	-1,88
Dépendants ici et là-bas (<i>dummy</i>)	0,012	0,004	0,02	-401 969	-403 816	-2,80
Nb. de dép. dans pays d’origine	0,110	0,036	1,79	18 418	1 040	1,53
Nb. de dép. aux côtés du migrant	0,093	0,030	1,08	56 697	42 049	2,24
Intention de retour (<i>dummy</i>)	0,107	0,035	0,24	365 088	348 226	2,45
<i>Caractéristiques de l’UPA</i>						
Revenu par tête (/10,000)	0,000	0,004	0,90	-5 068	-725	-1,37
Nb. de migrants au sein de l’UPA	-0,084	-0,027	-2,01	-38 492	-25 301	-2,57
<i>Variables de choc</i>						
Ecart de la prod. de 1995 à la moy.	0,000	-0,028	-0,69	-32 269	-18 641	-0,77
Nb. de malades en 1996	0,160	0,052	1,08	77 832	52 646	1,79
Nb. de décès en 1996	-0,216	-0,070	-1,02	164 094	198 025	2,50
Migrant aidé	0,242	0,078	1,37	189 269	151 130	2,90
<i>Coûts de transaction</i>						
Migrant à l’étranger × Somankidi	0,546	0,176	1,57			
× MoussaWagya	0,737	0,238	1,57			
× Fanguiné	0,646	0,209	0,98			
× Djimékon	0,729	0,235	1,36			
× Kerouane	0,534	0,172	1,12			
× Diakandape	0,749	0,242	2,16			
× Dyalla	0,794	0,256	1,94			
Nombre d’observations	533			330		
Log likelihood	-186,06		R ² ajusté	0,38		

TABLEAU VII - DETERMINANTS DES TRANSFERTS (*REGRESSIONS 2 AND 3*)

Variables	<i>Régression (2)</i> OLS: E(R/R>0)			<i>Régression (3)</i> OLS: E(R/R>0)		
	Coef.	Effet total	t	Coef.	Effet total	t
Constante	-1 109 815		-1,72	-1 096 220		-1,70
Ratio de Mills	332 621		1,62	332 322		1,63
<i>Fonction de gains du migrant</i>						
Age	12 356	-4 718	0,55	11 503	-4 484	0,51
Age ² (/100)	-6 868	13 062	-0,27	-5 448	13 314	-0,22
Niveau d'instruction	23 872	18 452	2,76	22 696	17 348	2,60
Nombre d'années en migration	6 633	6 266	1,52	6 162	5 886	1,41
Migrant à l'étranger (<i>dummy</i>)	226 091	243 827	1,82	238 922	251 486	1,91
Migrant en France (<i>dummy</i>)	704 440	434 998	5,04	711 106	443 200	5,09
<i>Lien avec la famille</i>						
Chef d'UPA (<i>dummy</i>)	85 434	-53 398	0,54	71 588	-68 667	0,45
Frère du chef (<i>dummy</i>)	28 379	-38 134	0,25	25 785	-42 128	0,23
Fils du chef (<i>dummy</i>)	126 073	26 746	1,16	136 790	38 197	1,26
Célibataire (<i>dummy</i>)	-206 381	-135 796	-1,82	-216 132	-143 798	-1,90
Dépendants ici et là-bas (<i>dummy</i>)	-401 779	-404 011	-2,82	-407 409	-409 110	-2,84
Nb. de dép. dans pays d'origine	16 397	-16	1,37	18 277	973	1,52
Nb. de dép. aux côtés du migrant	58 372	43 560	2,32	57 465	42 923	2,27
Intention de retour (<i>dummy</i>)	362 932	347 272	2,45	368 049	352 781	2,47
<i>Caractéristiques de l'UPA</i>						
Revenu par tête (/10,000)	-5 601	-7 806	-1,52	-5 133	-7 443	-1,39
Nb. de migrants au sein de l'UPA	-40 506	-26 863	-2,75	-39 450	-26 065	-2,67
<i>Variables de choc</i>						
Choc agricole (spécification 2)	-60 916	-46 779	-2,18			
Choc agricole (spécification 3)				-40	-27	-1,30
Nb. de malades en 1996	74 512	51 964	1,73	76 123	51 713	1,76
Nb. de décès en 1996	161 967	200 080	2,49	165 439	199 331	2,53
Migrant aidé	197 871	163 086	3,16	190 677	153 817	3,01
Nombre d'observations	330			330		
R ² ajusté	0,39			0,38		

Lorsque l'on travaille sur données transversales, comme c'est ici le cas, il est malheureusement difficile de distinguer le premier effet, directement lié au passage du temps, du second. La mise en évidence d'une relation positive entre durée d'absence et transferts n'en demeure pas moins importante, puisqu'elle remet en cause l'hypothèse d'une distension progressive des liens entre les migrants et leurs familles d'origine.

Les liens unissant le migrant et sa famille

Toutes choses égales par ailleurs, les chefs de famille et leurs fils ont une plus forte propension à transférer que les autres membres de la famille en émigration. En revanche, la position au sein de l'UPA n'exerce pas d'influence significative sur le montant des sommes transférées. L'ensemble des variables relatives à la situation familiale du migrant met en évidence plusieurs phénomènes.

Premièrement, le fait d'être marié et chargé de famille accroît les obligations du migrant en matière de transferts. Le nombre de dépendants directs résidant dans le pays d'origine agit en effet positivement sur la propension à transférer, tandis que le statut de célibataire influence négativement le montant des envois de fonds.

Deuxièmement, la variable dichotomique indiquant la présence d'une partie des dépendants directs du migrant dans le pays d'immigration est sans influence sur la décision de transférer, mais agit négativement sur le montant des sommes envoyées. Cette relation peut avoir deux interprétations : elle peut être le résultat de l'augmentation des charges financières supportées par le migrant sur son lieu de résidence ou témoigner de son intégration dans le pays d'accueil et de la distension des liens avec la famille d'origine qui en résulte. Le signe de la variable relative au nombre de dépendants dans le pays d'accueil est toutefois en contradiction avec cette analyse. Bien que non significative dans le modèle probit de transfert, elle agit en effet positivement sur le montant des envois de fonds. Dans le cas spécifique des migrants résidant en France, ce résultat peut en partie s'expliquer par le versement d'aides sociales consécutif à la venue de la famille en France.

Pour finir, l'intention manifeste de retour du migrant agit positivement sur le montant des sommes transférées. Ce résultat suggère que le comportement des migrants répond en partie à une logique d'échange. Ceux qui envisagent de rentrer envoient plus parce qu'ils espèrent être récompensés de cette générosité au moment de leur retour au village. Le fait que nombre d'anciens émigrés originaires de la région de Kayes soient aujourd'hui maires de leurs communes leur donne d'ailleurs en partie raison. Ce phénomène illustre parfaitement l'idée énoncée par Stark et Lucas (1988) selon laquelle les transferts sont un moyen, pour les migrants, d'accroître leur prestige et leur influence politique au sein de leurs villages d'origine.

Les caractéristiques familiales

La plupart des variables de caractéristiques familiales exercent une influence significative sur le montant des sommes transférées par les migrants. Ces résultats vont dans le sens de certai-

nes des prédictions du modèle théorique énoncées dans la section précédente. Il en est ainsi du nombre de membre de la famille en migration et des différents indicateurs de choc.¹

La variable relative au nombre de membres de la famille en migration exerce une influence négative et significative tant sur la probabilité de transférer que sur le montant des envois de fonds. Ce résultat suggère que la participation de plusieurs migrants au contrat d'assurance réduit l'effort financier devant être fourni par chacun d'eux. Aux dires de quelques émigrés en congé rencontrés lors de la réalisation de l'enquête, ce n'est que lorsque la prise en charge de la famille est le fait de plusieurs que la constitution d'une épargne destinée à asseoir un projet de promotion économique ou sociale est matériellement envisageable. C'est d'ailleurs chez les familles comptant plusieurs migrants que nous avons dénombré le plus de têtes de bétail, d'équipements agricoles, de bâtiments en dur, etc.

En guise de résumé, les résultats de l'analyse empirique confortent l'hypothèse d'un contrat implicite d'assurance entre les migrants et leurs familles d'origine. Plusieurs types de risque auxquels sont exposées les familles semblent par ailleurs couverts par les envois de fonds des migrants : les risques liés à l'activité agricole, mais également les risques de maladie et de décès. Il paraît donc réducteur de n'envisager la migration que comme un moyen offert aux familles de faire face à la forte variabilité de leurs revenus.

CONCLUSION

L'objet de cet article a été de voir dans quelle mesure le comportement de transfert des migrants est compatible avec la volonté des familles de se prémunir contre le risque.

L'hypothèse du modèle théorique est que les transferts s'inscrivent dans une logique d'échange. Plus précisément, le modèle considère les envois de fonds comme le résultat d'un contrat implicite d'assurance liant les migrants à leurs familles d'origine, par lequel les migrants s'engagent à couvrir leurs familles contre les désagréments financiers des chocs qu'elles subissent en échange du versement d'une prime. Partant de cette discussion théorique, la forme réduite d'une fonction de transferts a été estimée. Les résultats obtenus ont permis de mettre en évidence le rôle de certaines caractéristiques des migrants sur leur comportement de transfert et d'apporter un soutien empirique aux prédictions du modèle théorique. Ils ont montré en particulier que l'hypothèse d'un mécanisme d'assurance n'était pas rejetée par les données et que les envois de fonds contribuaient à couvrir un large éventail de risques. Ce dernier résultat est assez original, dans la mesure où la plupart des auteurs qui se sont intéressés aux déterminants des transferts ont bien souvent restreint la notion de risque aux seuls aléas liés à l'activité agricole².

La présence de motifs de transferts d'intérêt purement privé, couplée avec les difficultés que rencontrent les migrants à s'affranchir de leurs obligations de solidarité, garantit non seule-

¹ Les résultats ne sont pas sensiblement modifiés lorsque l'on substitue au montant des pensions de retraite par tête la valeur estimée du revenu par tête des familles.

² Fafchamps et Lund (2000) et Ravallion et Dearden (1988) font, à ce titre, figure d'exception.

ment l'efficacité du système intrafamilial d'assurance, mais également sa pérennité. Les résultats suggèrent en effet que l'allongement du temps passé en migration ne se traduit pas par une distension des liens entre les migrants et leurs familles. Au contraire, passé le temps de leur installation dans le pays d'accueil, les émigrés font preuve d'une plus grande capacité à transférer qui se traduit par des envois de fonds plus volumineux. Cette capacité à transférer ne semble pas, par ailleurs, être réellement altérée par le nombre de dépendants vivants aux côtés des migrants. Le maintien au village des femmes et des enfants des émigrés est pourtant souvent considéré comme le meilleur gage que ces derniers ne cesseront d'envoyer des fonds. Au niveau politique, ces résultats ont plusieurs implications. Ils permettent en premier lieu de prévoir une certaine stabilité du volume des flux de transferts pour les années à venir, à la condition toutefois que le nombre et la structure par âge des migrants restent inchangés. A l'échelle des familles, les envois de fonds peuvent ainsi être considérés comme une forme de revenu permanent et contribuer à modifier sensiblement les comportements de consommation et d'épargne. Reconnaître le rôle compensateur des transferts revient ensuite à admettre que ces derniers sont utilisés en priorité pour la consommation courante. Cette dimension doit être prise en considération par les pays d'accueil qui voudraient prendre des dispositions valorisant et favorisant la part prise par les immigrés au développement de leur pays d'origine. Si d'autres études permettaient de confirmer le résultat selon lequel la constitution d'une épargne migratoire n'est possible que lorsque la prise en charge de la famille est le fait de plusieurs migrants, une disposition simple pourrait être l'accueil de nouveaux migrants. Une alternative sans doute préférable aux yeux des législateurs serait de promouvoir, au sein des régions d'origine, des mécanismes permettant aux familles de se prémunir localement contre le risque.

ANNEXE

Preuve que $p^*(a) = a\Delta(1 - \Pi) + \frac{1}{X} + \frac{\sqrt{1 - \Pi(1 - \Pi)X^2a^2\Delta^2}}{X}$ est supérieur à $a\Delta$.

Supposons que $p + \frac{1}{\Gamma a\Delta} + \frac{\sqrt{1 - (1 - p)p(\Gamma a\Delta)^2}}{\Gamma a\Delta} \leq a\Delta$.

Cela implique que : $1 - \Pi(1 - \Pi)X^2a^2\Delta^2 \leq (\Pi X a\Delta - 1)^2$ ou, après simplification, que $a \geq \frac{2}{\Gamma\Delta}$. Cette condition n'est jamais remplie dans la mesure où l'on doit avoir $1 - \Pi(1 - \Pi)X^2a^2\Delta^2 > 0$ pour que le discriminant de l'équation (4) soit positif. Cela implique que : $a \leq \frac{1}{X\Delta\sqrt{\Pi(1 - \Pi)}}$

Etant donné que $\Pi \in (0,1)$, on a : $\Pi(1 - \Pi) \leq \frac{1}{4}$, et donc $a \leq \frac{2}{X\Delta}$ [CQFD].

BIBLIOGRAPHIE

- BECKER G.S., 1974, « A theory of social interactions », *Journal of Political Economy*, 82, pp.1063-1093.
- DE LA BRIERE B., DE JANVRY A., LAMBERT S. et E. SADOULET, 1997, « Why do migrants remit ? An analysis for dominican Sierra », *FCND Discussion Paper*, n°37, IFPRI.
- BROWN R.P.C., 1997, « Estimating remittance functions for Pacific Island migrants », *World Development*, 25(4), pp.613-626.
- CRAGG J., 1971, « Some Statistical Models for Limited Dependent Variables with Application to the Demand for Durable Goods », *Econometrica*, 39, pp.829-844.
- FAFCHAMPS M., UDRY C. et K. CZUKAS, 1998, « Drought and saving in West Africa : are livestock a buffer stock ? », *Journal of Development Economics*, 55, pp.273-305.
- FAFCHAMPS M. et S. LUND, 2000, *Risk-sharing networks in rural Philippines*, disponible sur le site internet : <http://www.economics.ox.ac.uk/faculty/members/fafchamps/risk.pdf>.
- FIN T. et P. SCHMIDT, 1984, « A Test of the Tobit Specification against an Alternative suggested by Cragg », *Review of Economics and Statistics*, 66, pp.174-177.
- FUNKHOUSER E., 1995, « Remittances from international migration : a comparison of El Salvador and Nicaragua », *The Review of Economics and Statistics*, 77(1), pp.137-146.
- GREENE W.H., 1997, *Econometric analysis*, 3rd Edition, International Edition.
- HECKMAN J., 1979, « Sample selection bias as a specification error », *Econometrica*, 47, pp.153-161.
- HODDINOTT J., 1992, « Modelling remittance flows in Kenya », *The Journal of African Economies*, 1(2), pp.206-232.
- HODDINOTT J., 1994, « A model of migration and remittances applied to Western Kenya », *Oxford Economic Papers*, 46, pp.459-476.
- KATZ E. et O. STARK, 1986, « Labor migration and risk-aversion in less developed countries », *Journal of Labor Economics*, 4(1), pp.134-149.
- LAVIGNE DELVILLE P., 1991, *La rizière et la valise*, coll. Ateliers et développement, éd. Syros Alternatives, GRET.
- LUCAS R. et O. STARK, 1985, « Motivations to remit : the case of Botswana », *Journal of Political Economy*, 93(5), pp.901-918.
- MADDALA G.S., 1983, *Limited-dependent and qualitative variables in econometrics*, Cambridge University Press.
- MURPHY K. et R. TOPEL, 1985, « Estimation and inference in two step econometric models », *Journal of Business and Economic Statistics*, 3, pp.370-379.
- POIRINE B., 1997, « A theory of remittance as an implicit family loan arrangement », *World Development*, 25(2), pp.589-612.
- RAVALLION M. et L. DEARDEN, 1988, « Social security in a moral economy : an empirical analysis for Java », *The Review of Economics and Statistics*, LXX(1), pp.36-44.
- REMPEL H. et R.A. LOBDELL, 1978, « The role of urban-to-rural remittances in rural development », *Journal of Development Studies*, 14(3), pp.326-341.
- ROSENZWEIG M.R., 1988, « Risk, implicit contracts and the family in low-income countries », *The Economic Journal*, 98, pp.1148-1170.

- STARK O. et D. LEVHARI, 1982, « On Migration and Risk in LDC », *Economic Development and Cultural Change*, 31(1), pp.191-196.
- STARK O. et R. LUCAS, 1988, « Migration, Remittances and the Family », *Economic Development and Cultural Change*, 36, pp.465-481.
- TODARO M.P., 1969, « A model of labor migration and urban unemployment in less developed countries », *The American Economic Review*, 59, pp.138-148.