

# Crise ivoirienne, envois de fonds et pauvreté au Burkina Faso

par

**Jean-Pierre Lachaud, Professeur**

*Directeur du Centre d'économie du développement (Membre de l'IFReDE-GRES)  
Université Montesquieu-Bordeaux IV - France*

## Résumé :

Fondée sur les deux enquêtes auprès des ménages de 1998 et 2003, la recherche propose une analyse de la dynamique des envois de fonds de Côte d'Ivoire, et de leur impact sur la pauvreté au Burkina Faso. Deux principales conclusions émergent de cette investigation, les envois de fonds étant considérés comme un transfert exogène de revenus. *En premier lieu*, l'étude montre à la fois une baisse significative et une nouvelle distribution relative des envois de fonds de Côte d'Ivoire au cours de la période 1998-2003. Alors que plus de la moitié des ménages ayant des transferts bénéficiaient d'une redistribution en provenance de Côte d'Ivoire en 1998 – 21,1 pour cent –, ils n'étaient plus que 4,8 pour cent en 2003, soit le quart des familles recevant des envois de fonds. De ce fait, le volume des transferts de Côte d'Ivoire a chuté de 67,8 pour cent en termes réels entre 1998 et 2003, une évolution confirmée par les statistiques de la BCEAO concernant l'« épargne rapatriée » de ce pays. En même temps, parmi les ménages pauvres, la part relative des envois de fonds de Côte d'Ivoire a chuté – 64,5 pour cent du volume des transferts privés en 1998, contre 46,7 pour cent en 2003 –, contrairement aux ménages aisés – 30 pour cent du haut de la distribution –, et la proportion des pauvres ayant des transferts de Côte d'Ivoire a été divisée par 7,8, contre seulement 2,6 pour les riches. De plus, ces changements s'accompagnent d'une double évolution au cours de la période : (i) une diminution du montant moyen des transferts reçus de Côte d'Ivoire par les pauvres – 6,7 à 5,1 milliers de F.Cfa par tête et par an ; (ii) une forte baisse des transferts ivoiriens par rapport aux dépenses par tête. Une modélisation logistique multinomiale des déterminants de la pauvreté confirme cette évolution. *En deuxième lieu*, l'étude suggère une relation significative entre le déclin des envois de fonds de Côte d'Ivoire et la hausse de la pauvreté au cours de la période. Tout d'abord, l'estimation des effets potentiels des envois de fonds de Côte d'Ivoire montre, qu'en l'absence de ces derniers, l'incidence de la pauvreté aurait été supérieure de 1,6 point de pourcentage en 1998, contre seulement 0,3 point de pourcentage en 2003, un différentiel d'impact potentiel statistiquement significatif uniquement dans le premier cas. Par conséquent, la « perte d'effet potentiel » de la réduction des envois de fonds de Côte d'Ivoire, en termes de diminution du ratio de pauvreté, est de 1,3 point de pourcentage. Ensuite, la mobilisation de l'économétrie spatiale produit plusieurs enseignements. Premièrement, lorsque l'on contrôle par l'année de l'enquête, le taux d'urbanisation et l'inégalité des dépenses par tête au niveau régional, les modèles auto-régressifs mixtes suggèrent des élasticités de -0,141, -0,177 et -0,206, respectivement, pour l'incidence, la profondeur et l'inégalité de la pauvreté par rapport aux transferts ivoiriens, et permettent de prédire, par exemple, une élévation du ratio de pauvreté des ménages de 9,6 pour cent au cours de la période – la variation observée de la pauvreté au cours de cette dernière étant de 8,7 pour cent. Deuxièmement, l'estimation de modèles à régimes « spatio-temporels » fait apparaître des élasticités de la pauvreté régionale par rapport aux transferts de Côte d'Ivoire plus élevées en 1998 qu'en 2003, bien que le test de Chow spatial relativise ce résultat. Troisièmement, une approche en termes de différences met en évidence une relation inverse au niveau régional, statistiquement significative, entre le taux de croissance des transferts de Côte d'Ivoire et le taux de croissance des mesures de la pauvreté. Les élasticités, calculées à la moyenne des taux de croissance des dépenses et de l'indice de Gini, ont les valeurs de -0,105, -0,126 et -0,137, respectivement, pour le ratio, la profondeur et l'inégalité de la pauvreté. Enfin, l'étude tente d'appréhender la relation entre les envois de fonds de Côte d'Ivoire et l'inégalité des ressources des ménages, et montre l'impact assez faible de cette dernière en termes de *niveau* et de *variation*.

## Abstract : Crisis of Côte d'Ivoire, Remittances and Poverty in Burkina Faso

Based on the two household surveys of 1998 and 2003, the research proposes an analysis of the dynamics of the remittances of Côte d'Ivoire, and their impact on poverty in Burkina Faso. Two principal conclusions result from this investigation, the remittances being regarded as an exogenous transfer of incomes. Firstly, the study shows a significant fall and a new relative distribution of the remittances of Côte d'Ivoire during the period 1998-2003. Whereas more half of the households having transfers profited from a redistribution coming from Côte d'Ivoire in 1998 – 21,1 percent –, they were not any more but 4,8 percent in 2003, i.e. the quarter of the families receiving remittances. So, the volume of the transfers of Côte d'Ivoire fell of 67,8 percent in real terms between 1998 and 2003, an evolution confirmed by the statistics of the BCEAO concerning the « repatriated saving » of this country. At the same time, among the poor households, the relative share of the remittances of Côte d'Ivoire fell – 64,5 percent of the volume of the private transfers in 1998, against 46,7 percent in 2003 –, contrary to the rich households – the top 30 percent of the distribution –, and the proportion of the poor having transfers of Côte d'Ivoire was divided by 7,8, against only 2,6 for the rich households. Moreover, these changes are accompanied by a double evolution during the period: (i) a reduction in the average amount of the received transfers of Côte d'Ivoire by the poor – 6,7 to 5,1 thousands of F.Cfa per capita and per annum; (ii) a strong fall of the transfers of Côte d'Ivoire compared to the expenditure per capita. A logistic multinomial modeling of the determinants of poverty confirms this evolution. Secondly, the study suggests a significant relation between the decline of the remittances of Côte d'Ivoire and the rise of poverty during the period. First of all, the estimate of the potential effects of the remittances of Côte d'Ivoire shows that, in the absence of the latter, the incidence of poverty would have been higher of 1,6 point of percentage in 1998, against only 0,3 point of percentage in 2003, a differential of potential impact only statistically significant in the first case. Consequently, the « loss of potential effect » of the reduction of the remittances of Côte d'Ivoire, in terms of decrease in the ratio of poverty, is of 1,3 point of percentage. Then, the mobilization of spatial econometrics produces several lessons. Firstly, when one controls by the year of the investigation, the rate of urbanization and the inequality of the expenditure per capita at the regional level, the spatial lag models suggest elasticities of -0,141, -0,177 and -0,206, respectively, for the incidence, the depth and the inequality of poverty with respect to remittances, and make it possible to predict, for example, a rise in the ratio of poverty of the households of 9,6 percent during the period – the variation observed of poverty during this last being of 8,7 percent. Secondly, the estimate of models of space-time regimes reveals elasticities of regional poverty with respect to the transfers of Côte d'Ivoire higher in 1998 than in 2003, although the spatial Chow test relativizes this result. Thirdly, an approach in terms of differences highlights a negative relation at the regional level, statistically significant, between the growth rate of the transfers of Côte d'Ivoire and the growth rate of poverty. The elasticities, calculated at the average of the growth rates of the expenditure and the index of Gini, have the values of -0,105, -0,126 and -0,137, respectively, for the ratio, the depth and the inequality of poverty. Lastly, the study tries to apprehend the relation between the remittances of Côte d'Ivoire and the inequality of the resources of the households, and shows the rather weak impact of the latter in terms of *level* and *variation*.

**Mots-clés** : pauvreté ; envois de fonds ; inégalité ; économétrie spatiale ; Côte d'Ivoire ; Burkina Faso

**Keywords** : poverty ; remittances ; inequality ; spatial econometrics ; Côte d'Ivoire ; Burkina Faso

**JEL classification** : I31, I32, R23

## Sommaire

<b>1.</b>	<b>Introduction</b> .....	<b>1</b>
<b>2.</b>	<b>Sources statistiques et options analytiques</b> .....	<b>2</b>
1.	<i>Les sources statistiques</i> .....	2
2.	<i>Les options analytiques</i> .....	3
<b>3.</b>	<b>Ampleur et dynamique des envois de fonds</b> .....	<b>5</b>
1.	<i>Sources de revenus et transferts</i> .....	5
2.	<i>Distribution et dynamique des transferts de Côte d'Ivoire</i> .....	7
A.	Approche quantitative .....	7
B.	Approche qualitative .....	12
<b>4.</b>	<b>Envois de fonds, pauvreté et inégalité</b> .....	<b>15</b>
1.	<i>Modélisation des déterminants de la pauvreté et envois de fonds</i> .....	15
2.	<i>Effets potentiels des envois de fonds sur la pauvreté</i> .....	17
3.	<i>Impact effectif des envois de fonds sur la pauvreté :         une approche économétrique spatio-temporelle</i> .....	20
4.	<i>Envois de fonds et inégalité</i> .....	25
<b>5.</b>	<b>Conclusion</b> .....	<b>27</b>
	<b>Références bibliographiques</b> .....	<b>31</b>
	<b>Annexes</b> .....	<b>33</b>

# 1. Introduction

Les mouvements de population, internes ou externes, constituent une dimension majeure des transformations structurelles inhérentes au processus de développement, compte tenu de l'impact escompté en termes de bien-être. En effet, le « processus de Kuznets » stipule que, sous certaines conditions, les migrations rurales vers le milieu urbain peuvent être plus importantes pour réduire la pauvreté que la croissance rurale<sup>1</sup>. En même temps, les effets en termes de croissance économique, de bien-être et d'équité des envois de fonds, générés par les migrations internationales, sont fréquemment mis en évidence<sup>2</sup>, bien que l'évaluation du rôle des transferts dans le cheminement du développement conduise à des conclusions contrastées aux niveaux théorique<sup>3</sup> et empirique<sup>4</sup>. De plus, les migrations internationales représentent une composante du processus d'intégration des économies et des sociétés<sup>5</sup>. Ainsi, le fort courant d'émigration de certains pays d'Afrique subsaharienne – Burkina Faso, Mali et Niger, notamment – vers les pays voisins – Côte d'Ivoire et Ghana, en particulier – a permis, jusqu'à une époque récente, de contenir une croissance démographique rapide, tout en assurant à ces pays des ressources financières importantes.

Or, en Afrique subsaharienne, la « crise ivoirienne » a considérablement perturbé ce processus d'intégration. En effet, depuis une dizaine d'années, la Côte d'Ivoire, premier pays d'immigration en Afrique de l'Ouest – 26 pour cent d'étrangers en 1998 –, connaît une crise politique, économique et sociale sans précédent au cours de son histoire. La réduction des marges de manoeuvre du modèle fondé, en grande partie, sur la distribution de la rente agricole<sup>6</sup>, consécutivement aux chocs externes<sup>7</sup> et à la mise en oeuvre des programmes de réforme économique<sup>8</sup>, ainsi que les dysfonctionnements des institutions politiques<sup>9</sup> – accentuant la mauvaise gouvernance<sup>10</sup> –, ont engendré une déstabilisation politique et économique du pays<sup>11</sup>, impliquant la partition géographique de ce dernier et un renforcement du conflit entre le Nord et le Sud<sup>12</sup>. Selon la Banque mondiale, bien que le PIB par tête ait augmenté annuellement de 1,8 pour cent au cours de la période 1992-2002, il a décliné, respectivement, de 2,1 et 3,9 pour cent en 2001 et 2002, une tendance que s'est probablement poursuivie en 2003<sup>13</sup>.

Ce contexte, cristallisé par l'idéologie d'exclusion politique et une recrudescence du nationalisme<sup>14</sup>, notamment vis-à-vis des ressortissants du Nord, a conduit à une forte inversion des flux migratoires dans les

---

<sup>1</sup> Ce point de vue a été contesté aux niveaux théorique – Adelman, Robinson [1989] – et empirique – Ravallion, Datt [1996].

<sup>2</sup> Notons que les facteurs d'« attraction » ou de « répulsion » peuvent être évoqués dans les deux cas.

<sup>3</sup> Lipton [1980] ; Nakosteen, Zimmer [1980] ; Oberai, Sing [1980] ; Stark, Taylor, Yitzhaki [1986] ; Adams, [1989] ; Taylor [1992] ; Hoddinott [1994] ; Leibbrandt, Woolard, Woolard [1996] ; Barham, Boucher [1998].

<sup>4</sup> A cet égard, dans la littérature, il existe autant d'exemples montrant que les envois de fonds ont un effet positif ou négatif sur la distribution des revenus. Ainsi, Oberai, Sing [1980] et Stark, Taylor, Yitzhaki [1986] indiquent que les envois de fonds ont un impact égalitaire sur la distribution des revenus, alors qu'un résultat inverse prévaut pour Lipton [1980], Adams [1989] et Barham, Boucher [1998]. D'autres études, prenant en compte deux années, aboutissent à des conclusions opposées. Il est à remarquer que l'appréhension des envois de fonds sur la pauvreté a été peu développée. Toutefois, le rôle des transferts privés des comoriens vivant en France a été mis en évidence, notamment dans l'île de Grande Comore – Lachaud [2000]. De même, au cours des années 1990, l'effet des envois de fonds sur la pauvreté des burkinabè, ayant émigré dans les pays limitrophes, a été substantiel. Lachaud [2000]. Dans le cas de l'Amérique latine, une étude récente considère que, pour certains pays – notamment, le Mexique –, les envois de fonds permettent de limiter l'étendue de la pauvreté – Suro [2003].

<sup>5</sup> La « globalisation » signifie l'intégration croissance des économies et des sociétés dans le monde, consécutivement aux flux de biens, de services, de capital, des idées et des individus. Ainsi, au cours de la première vague de globalisation entre 1970 et 1914, on estime que 10 pour cent de la population mondiale a migré – Banque mondiale [2002].

<sup>6</sup> Dans les années 1970-80, sous la présidence de Félix Houphouët-Boigny, la commercialisation des cultures de rente par la Caisse de stabilisation permettait de capter une partie du différentiel entre la rémunération des producteurs et le cours mondial, et de procéder à une distribution directe ou indirecte. Conte [2003a].

<sup>7</sup> En particulier, la dégradation des termes de l'échange.

<sup>8</sup> Les programmes d'ajustement structurel, mis en oeuvre dès le début des années 1980, ont été poursuivis au cours de la décennie 1990, consécutivement à la dévaluation du F.Cfa en janvier 1994.

<sup>9</sup> La promotion du concept d'« ivoirité », révélatrice de la montée du nationalisme, et les modalités des différentes transitions politico-militaires ont révélé la fragilité des institutions politiques.

<sup>10</sup> En particulier, la corruption aux niveaux des dépenses publiques et du processus de privatisation.

<sup>11</sup> Les événements des 24-26 octobre 2000 – à Abidjan et dans l'ensemble du pays –, et les incidents des 4 et 5 décembre de la même année ont entraîné de nombreuses exactions. Nations unies [2001].

<sup>12</sup> Les événements politico-militaires de septembre 2002 ont conduit à la partition entre le Nord, soutenu par les « rebelles », et le Sud, rattaché au pouvoir.

<sup>13</sup> Banque mondiale [2003]. Sous l'hypothèse d'une sortie de crise, le rapport de l'UEMOA de juillet 2003 estimait la croissance du PIB à -2,7 pour cent en 2003. UEMOA [2003]. La poursuite de la déstabilisation de la Côte d'Ivoire au second semestre de 2003 conduit à penser que le déclin de la création des richesses sera plus important.

<sup>14</sup> Le nationalisme ivoirien revendique une régulation des flux migratoires, une réforme, en faveur des ivoiriens de souche, du système libéral d'accession à la terre, et une régulation de la participation des étrangers aux élections.

pays limitrophes, en particulier le Burkina Faso au cours de la période 2000-2003. De ce fait, la réduction des transferts privés internationaux qui en résulte questionne le double impact potentiel de ces derniers sur les pays d'émigration : (i) effets directs à court terme : desserrer les contraintes budgétaires des ménages ruraux et urbains, et rehausser leur niveau de bien-être ; (ii) effets indirects à plus long terme : effets sur les autres sources de revenus via une nouvelle distribution des actifs, par exemple, l'investissement en capital humain ou en intrants des micro-entreprises agricoles ou non agricoles ; modification de la distribution des revenus, et variation de la relation entre l'investissement et la consommation.

La présente étude s'inscrit dans cette perspective, en proposant d'examiner les changements quant à l'impact des envois de fonds sur la pauvreté et l'inégalité au Burkina Faso, au cours des années 1998-2003, consécutivement à la diminution relative des transferts privés en provenance de la Côte d'Ivoire. A cet égard, cette perspective analytique doit être mise en parallèle avec le profil et la dynamique de la pauvreté monétaire au Burkina Faso au cours de la période. En effet, une étude récente montre qu'en 2003, la prise en compte d'une ligne de pauvreté de 82 672 F. Cfa par tête et par an, induit une pauvreté nationale de 37,5 et 46,4 pour cent, respectivement, des ménages et des individus<sup>15</sup>. Néanmoins, la pauvreté rurale explique plus de 90 pour cent de la pauvreté nationale, et de grandes disparités prévalent selon les milieux. Ainsi, l'incidence des privations monétaires des ménages était de 43,5 pour cent dans les campagnes, contre 14,7 pour cent dans les villes. Dans ce contexte, la situation des agriculteurs de subsistance est la plus précaire en termes monétaires et des capacités. Au sein de ce groupe socio-économique, qui représente 63,2 pour cent des ménages dont le chef est actif, 46,6 pour cent des familles sont pauvres, une incidence des privations qui contribue à 73,4 pour cent de la pauvreté nationale. En fait, dans le milieu rural, les conditions de vie des agriculteurs de rente, et probablement des éleveurs – situés surtout au Sahel et au Centre-Nord –, sont assez comparables à celles des petits exploitants, même si la localisation géographique est largement exogène, c'est-à-dire a un impact direct sur le niveau de vie des familles, compte tenu de la spécificité des zones agro-écologiques. Mais, d'autres groupes socio-économiques sont frappés par la précarité économique et la vulnérabilité : les chômeurs – l'urbanisation de la pauvreté est, en partie, liée au non-accès au marché du travail –, les ménages gérés par un travailleur indépendant non agricole, la plupart du temps localisés en milieu urbain, et certains travailleurs salariés non protégés, notamment ceux du secteur informel. Par ailleurs, entre 1998 et 2003, malgré un taux de croissance économique annuel estimé à environ 5 pour cent<sup>16</sup>, on observe une augmentation de la pauvreté monétaire – statistiquement significative – de trois points de pourcentage, alors que l'indice de Gini a décliné de 0,530 à 0,506. Bien que cette dynamique de pauvreté soit surtout imputable à une composante transitoire, la pauvreté a augmenté à la fois dans les campagnes et dans les villes – 41,6 à 41,5 pour cent, et 10,3 à 14,7 pour cent des ménages, respectivement –, l'évolution des inégalités ayant accentué le mouvement dans les premières, contrairement aux secondes.

Après avoir spécifié les sources statistiques et les options analytiques – deuxième partie –, l'ampleur et les changements quant aux transferts privés en direction des ménages sont présentés – troisième partie. Par la suite, la relation entre les envois de fonds, la pauvreté et l'inégalité est explorée – quatrième partie.

## **2. Sources statistiques et options analytiques**

### **1. Les sources statistiques**

L'étude utilise principalement les bases de données des deux dernières enquêtes prioritaires, exécutées par l'Institut national de la statistique et de la démographie.

Tout d'abord, il s'agit de la deuxième enquête prioritaire nationale, effectuée entre mai et août 1998, auprès de 8 478 ménages. Les informations utilisées proviennent du questionnaire relatif aux familles, ce dernier comprenant les éléments suivants : renseignements sur le chef de ménage, composition démographique du ménage, santé, éducation – 6 ans et plus –, emploi – principal, secondaire et précédent pour les personnes âgées de 10 ans et plus –, logement et confort, bétail et exploitation agricole, entreprises et activités non agricoles, accès aux services de base – école primaire et secondaire, centre de santé et marché –, dépenses, revenus, avoirs du ménage, et anthropométrie des enfants de moins de 60 mois<sup>17</sup>. Ensuite, la recherche mobilise les bases de données de l'enquête prioritaire réalisée entre avril et juillet 2003 auprès de 8 500 ménages. Cette dernière

<sup>15</sup> Lachaud [2003b].

<sup>16</sup> Le produit intérieur brut a augmenté de 5,1 pour cent en moyenne entre 1991 et 2001, contre 3 pour cent au cours de la période 1980-93. En outre, le taux de création des richesses *par tête* aurait été de 3,7 et 3,2 pour cent, respectivement, en 2001 et 2002.

<sup>17</sup> Institut national de la statistique et de la démographie [2000].

présente des caractéristiques assez proches de la précédente, bien que quelques amendements aient été apportés au questionnaire, en particulier l'ajout d'un module relatif à l'impact de la crise ivoirienne sur les ménages, des changements quant aux concepts d'emploi et de chômage – période de référence, limite d'âge fixée à 5 ans –, ainsi que quelques modifications concernant les actifs des ménages.

L'utilisation de ces sources statistiques appelle deux commentaires. Premièrement, les biais de comparaison de ces deux enquêtes semblent réduits pour deux raisons au moins. D'une part, elles ont été réalisées au cours des mêmes périodes de l'année – mai-août 1998, et avril-juillet 2003 –, ce qui limite l'interférence des variations de la consommation et des prix. D'autre part, la même désagrégation des biens de consommation rend possible la comparaison des dépenses agrégées entre les deux années. Néanmoins, le fait que les enquêtes aient été exécutées lors de la période de soudure questionne la validité de la mesure de certaines variables, notamment le revenu et la consommation, sur une base annuelle. Deuxièmement, l'étude s'appuie sur les lignes de pauvreté élaborées par l'Institut national de la statistique et de la démographie, estimées selon la méthode du coût des besoins de base : 72 690 et 82 672 F.Cfa par tête et par an, respectivement, pour 1998 et 2003<sup>18</sup>.

## 2. Les options analytiques

Compte tenu des objectifs précédemment indiqués, la présente étude propose de mettre en oeuvre plusieurs orientations analytiques.

Dans un premier temps, les informations inhérentes à la section des questionnaires consacrée aux « Revenus du ménage », permettent de présenter un profil des sources des gains des ménages, et une répartition des différents types de transferts selon plusieurs paramètres – niveau de vie, statut socio-économique du chef de ménage, etc. A cet égard, les données collectées lors des deux enquêtes prioritaires autorisent une décomposition selon trois types de transferts : (i) privés, en provenance du Burkina Faso – rural et urbain –, de Côte d'Ivoire, de France ou d'autres pays étrangers : dons, cadeaux, mandats, etc. ; (ii) institutionnels : retraite, bourse, assurance, allocations familiales, pension alimentaire, etc. ; (iii) divers : jeu de hasard, mariage, héritage, etc. De ce fait, cette désagrégation facilite la mise en évidence du rôle des envois de fonds en provenance de Côte d'Ivoire. En particulier, pour les différentes années, une comparaison des indicateurs de pauvreté est effectuée, en *présence* et en *l'absence* de transferts de Côte d'Ivoire, et le calcul de la statistique  $\eta$  permet de tester l'hypothèse nulle que les écarts de pauvreté des deux échantillons sont significatifs<sup>19</sup>. Il est à remarquer que cette approche de *court terme* considère la « redistribution » comme un *transfert exogène de revenus*, et ne traite pas les envois de fonds comme des *substituts potentiels des gains des ménages*, en prenant en compte, éventuellement, les effets indirects. Dans l'étude, deux principaux arguments expliquent le choix de ne pas comparer la distribution observée à une distribution correspondant au contre-événement<sup>20</sup>. D'une part, bien que la simulation de ce dernier soit possible<sup>21</sup>, une incertitude demeure : les informations relatives aux enquêtes prioritaires ne permettent pas d'indiquer dans quelle mesure les envois de fonds sont liés à la migration d'un membre du ménage, pour lequel ses caractéristiques démographiques et professionnelles pourraient être exploitées en termes de gains potentiels. D'autre part, les pourcentages de ménages renseignés concernant les revenus sont relativement élevés : 96,9 et 98,3 pour cent, respectivement, en 1998 et 2003.

Néanmoins, l'appréhension de la relation entre les envois de fonds et le bien-être des ménages exige, dans un second temps, une mobilisation de l'analyse économétrique dans plusieurs directions.

Premièrement, pour les deux années des enquêtes et les milieux rural et urbain, la modélisation des déterminants du niveau de vie des ménages permet de spécifier l'effet des transferts sur le niveau de vie des

<sup>18</sup> Il est à noter que la part de la consommation non alimentaire n'a pas été estimée à l'aide d'une procédure économétrique, mais en appliquant un coefficient relatif à la part des dépenses non alimentaires des ménages les plus pauvres. Dans ces conditions, l'évaluation des dépenses de 1998 aux prix de 2003, en utilisant le déflateur des lignes de pauvreté, n'est pas sans risque, a priori. Toutefois, les distorsions éventuelles devraient être mineures.

<sup>19</sup> Cette statistique suit une distribution asymptotique normale avec une moyenne nulle et une variance unitaire. Kakwani [1990].

<sup>20</sup> Dans ce cas, le principe de la méthode consiste à remplacer les envois de fonds des ménages par la valeur du revenu que les migrants auraient eu s'ils ne s'étaient pas déplacés, en tenant compte, éventuellement, des effets sur les décisions de participation et les gains des autres membres des ménages. Voir Lachaud [1999] pour la mise en oeuvre de cette approche à l'aide des données de l'enquête prioritaire de 1994-95 au Burkina Faso. Toutefois, dans la présente étude, un test de cette approche permettra de suggérer quelques commentaires.

<sup>21</sup> Cette contrainte explique l'approche utilisée par Lachaud [1999]. Pour les ménages ruraux et urbains ne bénéficiant pas de transferts privés, des fonctions du niveau de vie sont estimées. Les coefficients de ces fonctions permettent de prédire le niveau de vie que les ménages ruraux et urbains, recevant actuellement des transferts privés, auraient en l'absence de ces derniers.

familles. Ces derniers sont caractérisés par une variable binaire indiquant si *le ménage bénéficie d'envois de fonds de Côte d'Ivoire s'élevant à au moins 75 pour cent de l'ensemble des transferts privés*<sup>22</sup>. A cet égard, deux estimations économétriques sont proposées. Tout d'abord, un modèle logistique multinomial, estimé par le maximum de vraisemblance, permet de déterminer l'impact de l'existence des transferts privés de Côte d'Ivoire sur la probabilité relative de pauvreté, et de simuler les effets des changements structurels et démographiques sur la distribution du niveau de vie des ménages en termes de probabilité prédites. L'équation A1, en annexes, spécifie ce modèle, tandis que les paramètres pris en compte par ce dernier sont affichés aux tableaux A3 et A4, respectivement, pour les milieux rural et urbain. Ensuite, une estimation par les moindres carrés ordinaires, fondée sur les mêmes paramètres, permet de quantifier les déterminants du log du niveau de vie des ménages – tableau A7, et équation A2, par exemple, en annexes<sup>23</sup>.

Deuxièmement, une approche économétrique spatiale est également proposée, les informations relatives à la pauvreté, aux transferts privés de Côte d'Ivoire et à d'autres paramètres, étant évaluées pour chacune des 45 provinces du Burkina Faso, correspondant au découpage administratif sous-jacent aux enquêtes de 1998 et 2003. A cet égard, la configuration des données ne peut exclure la *dépendance spatiale* des observations au sein des deux échantillons, c'est-à-dire le fait qu'une observation localisée dans une province  $p$  dépende d'autres observations inhérentes aux provinces  $k \neq p$ <sup>24</sup>. En effet, d'une part, les informations collectées associées aux unités spatiales – les provinces – peuvent refléter des erreurs de mesure, les limites administratives ne reflétant pas réellement les processus susceptibles d'être appréhendés. Par exemple, la pauvreté d'une région  $p$  peut être liée à celle d'une autre région  $k$  si les membres actifs des ménages résidant en  $p$  – lieu de collecte des informations – ont accès à des emplois faiblement rémunérés en  $k$ . D'autre part, la dimension spatiale des activités économiques peut être un aspect important de la modélisation, lorsque prévalent des effets d'interaction spatiale, des hiérarchies de localisation et des externalités spatiales. Ainsi, le dynamisme économique d'une agglomération d'une province peut s'expliquer par la proximité d'une autre province englobant un centre urbain important. Lorsque ces situations prévalent, les coefficients des estimations par les moindres carrés sont biaisés et non efficaces. En fait, la prise en compte de l'auto-corrélation spatiale dans les modèles de régression dépend de la forme des hypothèses formulées. De ce fait, l'étude met en oeuvre plusieurs approches – modèle spatial auto-régressif mixte, et modèle d'erreurs spatiales, en présence ou non d'hétéroscédasticité<sup>25</sup> – tentant d'expliquer les relations qui prévalent entre, d'une part, les indices de pauvreté régionale – incidence, profondeur et inégalité – et, d'autre part, un ensemble de paramètres exogènes régionaux, notamment, les transferts de Côte d'Ivoire, le taux d'urbanisation, l'inégalité des dépenses – Gini –, et une variable binaire relative à l'année de l'enquête. Les équations A5 à A7, en annexes, spécifient la forme générale de cette modélisation, des variantes de cette dernière étant proposées<sup>26</sup>. En réalité, outre la dépendance spatiale, la configuration des données ne peut exclure la présence d'*hétérogénéité spatiale* ou d'instabilité structurelle. En d'autres termes, l'hypothèse d'une relation fixe entre les variables explicatives et la variable dépendante n'est pas nécessairement vraie, ce qui implique la spécification de régimes spatiaux, c'est-à-dire l'introduction de restrictions quant à la nature de la variation de la relation dans l'espace. Dans la présente étude, une forme limitée de changement structurel spatio-temporel est considérée par rapport à l'année des enquêtes. De ce fait, la relation entre la pauvreté et les transferts privés de Côte d'Ivoire est appréhendée à la fois pour 1998 et 2003, ce qui suppose que le même processus spatial s'applique dans le temps<sup>27</sup>.

Troisièmement, les estimations économétriques par les moindres carrés ordinaires des déterminants du niveau de vie des ménages, spécifiées par les équations A2 et A3, en annexes, permettent deux orientations d'analyse additionnelles. D'une part, une décomposition de l'évolution des écarts de bien-être des ménages, au cours de la période 1998-2003, peut être réalisée selon l'équation A4, afin de mettre en évidence, pour des sous-groupes de variables – notamment, les transferts privés de Côte d'Ivoire –, le différentiel dû aux caractéristiques des ménages ou de celui qui les dirige, et le différentiel dû aux rendements de ces dernières. D'autre part, l'étude propose d'appréhender le rôle des envois de fonds par rapport à l'ampleur et à l'évolution de l'inégalité des

<sup>22</sup> Hors transferts institutionnels et transferts divers. Lorsqu'il y a des transferts (positifs) de Côte d'Ivoire, ils sont supérieurs ou égaux à 75 pour cent des transferts privés pour 86,7 et 93,7 % des ménages, respectivement, en 1998 et 2003.

<sup>23</sup> Le tableau A7 présente les déterminants du log du *ratio de bien-être* – dépenses par tête/ligne de pauvreté. De ce fait, par rapport à une estimation fondée sur le log des dépenses par tête, seule la constante varie.

<sup>24</sup> Anselin [1988], Anselin, Bera [1997], LeSage [1998].

<sup>25</sup> Anselin [1988]. Pour une application de ces modèles dans le cas du Burkina Faso, voir Lachaud [2003a].

<sup>26</sup> Par ailleurs, dans une optique d'analyse comparative, des modèles intègrent l'ensemble des transferts.

<sup>27</sup> La mise en oeuvre de cette approche conduit à deux observations additionnelles. Tout d'abord, les modèles des régimes spatiaux sont exécutés en estimant simultanément les coefficients des deux régimes. Ensuite, il importe de vérifier la stabilité des coefficients selon les régimes – l'année – à l'aide du test de Chow spatial, distribué selon la statistique de Wald. Ce test est exécuté conjointement pour tous les coefficients, et séparément pour chacun d'entre eux.

dépenses par tête des ménages. La technique de décomposition de l'inégalité, qui représente une extension de l'approche de Oaxaca, est présentée en annexes – équations A8 à A13<sup>28</sup>.

### 3. Ampleur et dynamique des envois de fonds

L'appréhension de l'ampleur et de la dynamique des envois de fonds implique préalablement une investigation de l'importance relative des diverses sources des revenus des ménages.

#### 1. Sources de revenus et transferts

En 2003, le niveau de vie des ménages burkinabè est issu de quatre sources principales de revenus : (i) profits de l'agriculture : 40,3 pour cent – plus des trois cinquièmes étant générés par l'élevage ; (ii) profits non agricoles : 25,0 pour cent<sup>29</sup> ; (iii) salaires : 19,0 pour cent ; (iv) transferts privés, institutionnels et divers : 15,6 pour cent – près de la moitié étant des envois de fonds internationaux – tableau 1<sup>30</sup>. Cette configuration de la structure des gains, mettant évidence les principaux piliers de l'économie burkinabè – cultures de rente et vivrières, exportations de bétail dans les pays de la région, et courant d'émigration vers les pays voisins générant des ressources financières importantes –, ressemble plus à celle qui prévalait en 1994-95 qu'en 1998<sup>31</sup>. En effet, le tableau 1 montre, comparativement à 1998, d'une part, une baisse relative appréciable des gains provenant du travail indépendant et du salariat – -12,8 et -8,7 points de pourcentage –, et, d'autre part, une hausse sensible de la part des revenus de l'agriculture, surtout ceux liés à l'élevage, et des transferts – 15,9 et 5,4 points de pourcentage. Ainsi, en 2003, pour l'ensemble des ménages, les gains engendrés par l'ensemble des transferts représentent moins du cinquième des ressources des ménages, et quasiment l'équivalent des salaires, contre, respectivement, environ le dixième et le tiers en 1998.

En réalité, il existe de profondes différences quant à la structure des revenus des familles selon le statut du travail et le sexe du chef de ménage, ainsi que le niveau de vie des familles. Fort logiquement, les sources de revenus divergent nettement selon les groupes socio-économiques. En 2003, les ressources principales des ménages dont le chef est salarié, travailleur indépendant non agricole ou agriculteur sont issues, respectivement, des salaires, des profits du travail à propre compte non agricole et des profits de l'agriculture, tandis que les inactifs, les chômeurs, et, dans une moindre mesure, les apprentis, bénéficient le plus des transferts en termes relatifs – 25,6, 33,3 et 47,2 pour cent, respectivement. Mais, ce schéma est complexifié par la nature des statuts du travail. En effet, le tableau 1 montre que la diversité des sources des revenus et l'ampleur de la part des transferts des ménages sont d'autant plus fortes que les chefs de ménage occupent un emploi précaire. Par exemple, en 2003, la part des salaires des salariés du public et du secteur informel était, respectivement, de 82,5 et 51,7 pour cent, alors que, pour ces deux groupes, les revenus du travail à propre compte s'élevaient, respectivement, à 6,2 et 26,4 pour cent. De même, en 2003, la part des revenus des transferts est seulement de 8,7 pour cent pour les salariés du public, contre 16,7 pour cent pour les agriculteurs de subsistance. En d'autres termes, la prise en considération des sources de revenus met en évidence le rôle majeur de la pluri-activité et du processus de redistribution dans les stratégies de survie de maints ménages. Par ailleurs, une évolution perceptible semble s'être opérée entre 1998 et 2003. D'une part, la diversité des sources de gains s'est accentuée, notamment pour les travailleurs de l'informel<sup>32</sup>. D'autre part, le poids relatif des transferts en direction des catégories les plus vulnérables a diminué au cours de la période. Ainsi, en 1998, la part des transferts des salariés, des travailleurs indépendants non agricoles et des agriculteurs de rente était comprise entre 3 et 6 pour cent environ, contre approximativement 7 à 11 pour cent en 2003. De même, en 1998, la part des transferts dans les ressources des agriculteurs de subsistance, des chômeurs et des inactifs était,

<sup>28</sup> Voir également Lachaud [2003c] pour une application de cette approche au Burkina Faso, à l'aide des informations des enquêtes prioritaires de 1994-95 et 1998.

<sup>29</sup> Y compris les loyers.

<sup>30</sup> Quelques écarts, très faibles, apparaissent entre le tableau 1 et le tableau 31 de Lachaud [2003b], ce dernier n'ayant pu prendre en considération les informations relatives à l'indice des prix régionaux.

<sup>31</sup> On rappelle que le déficit d'information sur les revenus est seulement de 3,1 et 1,7 pour cent des ménages, respectivement, en 1998 et 2003, contre 7,8 pour cent en 1994-95. Pour cette dernière période, l'enquête prioritaire indique la répartition suivante : (i) profits de l'agriculture : 43,0 pour cent ; (ii) profits non agricoles, y compris les loyers : 28,2 pour cent ; (iii) transferts : 18,6 pour cent ; salaires : 10,6 pour cent. Lachaud [1999].

<sup>32</sup> Par exemple, en 1998, pour les salariés informels, la part des profits du travail indépendant et des salaires était, respectivement, de 9,6 et 79,3 pour cent, contre 26,4 et 51,7 pour cent en 2003. Une évolution inverse est observable pour le groupe des indépendants non agricoles.

**Tableau 1 : Sources des revenus réels de l'ensemble des ménages selon divers paramètres du chef de ménage – 10 ans et plus – et du groupe – pourcentage des transferts – Burkina Faso 1998-2003<sup>1</sup>**

Sources de revenus	Profits agricoles de rente	Profits agricoles vivrière	Profits élevage	Salaires	Profits indépendant non agricole	Loyers	Transferts privés – envois de fonds du Burkina Faso <sup>2</sup>	Transferts privés – envois de fonds de l'étranger <sup>2</sup>	Transferts institutionnels <sup>3</sup>	Autres transferts <sup>4</sup>	Total	
Paramètre											% des N (ménages transferts)	
<b>1998</b>												
<b>Statut du travail du chef</b>												
Salarié public	0,1	0,5	0,2	89,0	6,3	0,9	0,5	0,8	1,2	0,5	100,0	497
Salarié privé formel	0,1	0,0	0,2	90,1	3,5	1,3	0,8	0,5	1,6	1,9	100,0	114
Salarié privé informel	0,5	2,6	0,9	79,3	9,6	0,6	1,2	2,2	2,7	0,3	100,0	315
Indép. non agricole	0,5	0,1	0,5	7,3	87,0	0,8	1,2	0,7	1,4	0,3	100,0	685
Agriculture progressive	60,1	13,8	9,3	0,4	10,6	0,2	1,5	2,3	1,3	0,5	100,0	1051
Agriculture de subsistance	4,3	9,8	33,8	4,1	30,0	0,7	3,1	8,3	5,4	0,5	100,0	5058
Aide familial & apprenti	20,4	3,5	3,7	21,5	14,2	0,3	10,0	2,5	22,1	1,9	100,0	67
Chômeur	1,4	1,6	2,3	32,2	21,0	5,1	10,3	10,0	13,5	2,5	100,0	104
Inactif	4,6	2,7	7,1	14,1	13,2	4,3	10,7	8,2	34,3	0,9	100,0	323
<b>Niveau de vie<sup>5</sup></b>												
Pauvres	18,3	8,9	30,5	4,6	22,9	0,4	2,6	8,0	3,5	0,4	100,0	2807
Non pauvres	4,3	2,3	3,1	38,0	42,9	1,1	1,8	1,9	4,0	0,7	100,0	2487
<b>Sexe du chef de ménage</b>												
Homme	9,4	5,0	11,3	26,9	37,8	0,8	1,7	3,1	3,4	0,5	100,0	7501
Femme	1,5	0,9	2,2	40,0	23,1	2,5	9,2	7,4	12,2	1,0	100,0	712
Ensemble	8,9	4,7	10,8	27,7	36,9	0,9	2,1	3,5	4,0	0,6	100,0	8213 <sup>6</sup>
Ménages avec transferts positifs <sup>7</sup> (%)	-	-	-	-	-	-	15,2	23,1	6,6	2,9	39,4	3240
<b>2003</b>												
<b>Statut du travail du chef</b>												
Salarié public	0,2	0,0	0,8	82,5	6,2	1,6	2,3	3,6	2,6	0,2	100,0	393
Salarié privé formel	0,0	0,5	0,7	73,7	11,2	2,8	4,8	3,3	1,6	1,6	100,0	260
Salarié privé informel	0,4	0,7	13,1	51,7	26,4	1,0	3,2	1,7	1,8	0,1	100,0	116
Indép. non agricole	0,7	2,1	6,8	8,9	70,7	1,1	3,2	4,5	1,0	1,1	100,0	720
Agriculture progressive	33,6	14,1	23,2	2,2	17,0	0,2	2,6	6,5	0,4	0,3	100,0	1365
Agriculture de subsistance	5,2	13,4	44,6	2,3	17,8	0,2	4,5	8,6	2,9	0,7	100,0	4920
Aide familial & apprenti	0,1	0,1	0,7	57,3	15,7	0,6	14,5	8,1	2,7	0,3	100,0	35
Chômeur	2,1	1,9	20,0	17,9	17,6	7,2	13,1	15,1	4,6	0,5	100,0	184
Inactif	0,5	2,6	7,2	19,0	15,0	8,4	9,7	8,4	27,6	1,5	100,0	362
<b>Niveau de vie<sup>5</sup></b>												
Pauvres	9,9	14,6	36,5	4,2	21,7	0,1	4,1	7,1	1,6	0,2	100,0	3118
Non pauvres	5,2	4,8	18,9	29,5	22,7	2,1	4,3	6,2	4,7	0,9	100,0	2514
<b>Sexe du chef de ménage</b>												
Homme	7,4	8,7	26,5	18,6	23,4	1,2	3,8	6,5	3,2	0,7	100,0	679
Femme	1,9	3,1	3,0	24,5	27,9	3,4	12,0	11,2	11,2	1,8	100,0	7676
Ensemble	7,1	8,3	24,9	19,0	23,7	1,3	4,4	6,8	3,7	0,7	100,0	8355 <sup>6</sup>
Ménages avec transferts positifs <sup>7</sup> (%)	-	-	-	-	-	-	11,7	6,0	3,9	1,1	20,4	1703

(1) Approche fondée sur les données relatives aux ménages. Par ailleurs, les données sur les revenus sont déflatées selon un indice des prix régionaux ; (2) Dons, cadeaux, mandats ; (3) Retraite, bourses, assurance, allocations familiales, pension alimentaire ; (4) Jeu de hasard, mariage, héritage ; (5) Le seuil de pauvreté est de : (i) 72 690 F. Cfa par tête et par an en 1998 ; (ii) 82 672 F.Cfa par tête et par an. Les non pauvres sont les ménages appartenant aux 30 pour cent les plus élevés de la distribution du niveau de vie. La catégorie des intermédiaires n'est pas indiquée ; (6) Les pourcentages de ménages renseignés concernant les revenus sont de 96,9 et 98,3 pour cent, respectivement, en 1998 et 2003 – 8213 et 8355 ; (7) Par rapport au nombre de cas renseignés indiqués en (6). Chaque type de transfert privé est uniquement considéré s'il est positif. Le pourcentage total est inférieur à la somme des pourcentages individuels dans la mesure où un ménage peut avoir plusieurs types de transferts

Source : A partir des bases de données des enquêtes prioritaires 1998 et 2003.

respectivement, de 17,3, 36,3 et 54,1 pour cent. Or, en 2003, les gains relatifs de ces trois groupes socio-économiques en termes de transferts ne sont plus que de 16,7, 33,3 et 47,2 pour cent. Bien que l'ampleur des changements ne soit pas très importante, il semble qu'une tendance à la redistribution des transferts, en grande partie selon les milieux, prévale. A cet égard, le tableau A1, en annexes, montre plus précisément cette évolution. Entre 1998 et 2003, le poids relatif des transferts dans le milieu rural est passé de 21,4 à 14,5 pour cent, alors que dans les villes il a quasiment doublé – 8,9 à 17,4 pour cent. En même temps, les changements ont été hétérogènes selon les régions et les types d'agglomérations. Par exemple, les zones rurales des Hauts Bassins, du Centre-Sud, du Centre et la capitale bénéficient relativement plus des transferts en 2003 qu'en 1998.

Le tableau 1 montre également un différentiel de structure des ressources entre les ménages pauvres et riches. En 2003, alors que les ressources principales des ménages pauvres sont constituées des profits agricoles – 61,0 pour cent – et non agricoles – 21,7 pour cent –, et des transferts – 13,0 pour cent –, pour les ménages aisés, la part relative des rémunérations salariales est prépondérante – 29,5 pour cent –, et tout à fait comparable



aux gains issus de l'agriculture – 28,9 pour cent –, et, dans une moindre mesure, ceux du travail indépendant – 22,7 pour cent. Quant aux transferts, la part relative est la plus faible – 16,1 pour cent –, bien que plus élevée par rapport à celle des ménages pauvres. En fait, cette structure des ressources est le résultat d'une double évolution au cours de la période 1998-2003. D'une part, les ménages aisés obtiennent davantage de revenus de l'agriculture – surtout l'élevage –, et de transferts – 8,4 et 16,1 pour cent, respectivement, en 1998 et 2003 –, et moins de ressources du salariat et du travail indépendant. D'autre part, pour les familles pauvres, la légère augmentation des gains relatifs de l'agriculture a été quasiment compensée par la baisse des revenus de transferts. Par ailleurs, le tableau 1 met en évidence une différence remarquable quant à l'importance relative des ressources des ménages selon le genre du chef de ménage. S'agissant des ménages féminins, trois types de ressources dominent en 2003 : transferts, profits du travail indépendant non agricole, et salaires, respectivement, 36,2, 27,9 et 24,5 pour cent. Or, pour la même année, dans les ménages gérés par un homme, le poids des gains liés à l'agriculture prédomine – 42,6 pour cent –, alors que les transferts ne représentent que 14,2 pour cent. Il est à remarquer que cette structure des ressources selon le genre du chef de ménage a aussi évolué entre 1998 et 2003 : la part des transferts des salaires a, respectivement, baissé et augmenté pour les deux types de ménages, tandis que les gains relatifs du travail indépendant ont été plus favorables aux ménages féminins, comparativement à leurs homologues masculins.

Dans ce contexte, l'examen de la structure des transferts permet de préciser davantage les sources des revenus des ménages. Tout d'abord, lorsque l'on considère l'ensemble des ménages, l'augmentation de la part de l'ensemble des transferts dans les ressources est associée à une élévation du poids des envois de fonds internationaux, ces derniers passant de 3,5 à 6,8 pour cent des gains des familles entre 1998 et 2003. Parallèlement, au cours de la période, l'ampleur relative des transferts privés internes s'élève – 2,1 à 4,4 pour cent –, alors que le poids des autres formes de transferts, institutionnels et divers, stagne. En réalité, cette appréciation est trompeuse, et le tableau 1 met en évidence une double évolution. Premièrement, la proportion des ménages bénéficiant de transferts a été divisée par deux au cours de la période : 39,4 à 20,4 pour cent, respectivement, en 1998 et 2003<sup>33</sup>. Deuxièmement, en 2003, les transferts privés en provenance de l'étranger ne concernent plus que 6,0 pour cent des familles recevant des transferts, contre 23,1 pour cent en 1998. Dans ces conditions, bien que le poids des différents transferts, pour les ménages en bénéficiant, ait diminué entre 1998 et 2003, l'impact de la baisse des envois de fonds internationaux explique, en très grande partie, le déclin relatif du processus redistributif. Sans aucun doute, cette évolution est à relier à la crise ivoirienne.

## 2. Distribution et dynamique des transferts de Côte d'Ivoire

La distribution et la dynamique des transferts privés de Côte d'Ivoire sont appréhendées successivement aux niveaux quantitatif et qualitatif.

### A. Approche quantitative

La quantification de la distribution et de l'évolution des envois de fonds de Côte d'Ivoire est fondée sur deux sources statistiques : les enquêtes prioritaires auprès des ménages de 1998 et 2003, et les données fournies par la Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest – BCEAO.

En premier lieu, s'agissant des investigations auprès des ménages, les tableaux 2, 3 et A2, en annexes, présentent la répartition des transferts privés réels des ménages – hors transferts institutionnels – selon divers paramètres des familles et l'année de l'enquête, et appellent plusieurs observations.

Premièrement, on constate une nette diminution de la proportion des ménages bénéficiant de transferts privés ou divers. En effet, alors qu'en 1998, 35,8 pour cent des ménages étaient destinataires d'envois de fonds du Burkina Faso ou de l'étranger – y compris les transferts divers –, en 2003, seulement 17,3 pour cent des familles étaient concernées par le processus de redistribution. Ce résultat est cohérent avec les commentaires précédents, inhérents à l'ensemble des transferts – tableau 1. A cet égard, le tableau 2 montre que la baisse de la proportion des ménages bénéficiant des transferts privés au cours de la période est essentiellement imputable à la réduction des envois de fonds de Côte d'Ivoire, même si tous les types de transferts ont participé à cette évolution. Ainsi, en 1998, plus de la moitié des ménages ayant de transferts bénéficiaient d'une redistribution en provenance de Côte d'Ivoire – 21,1 pour cent. Or, en 2003, ils n'étaient plus que 4,8 pour cent, soit environ

<sup>33</sup> Selon le tableau 1, respectivement, (3240/8213) et (1703/8355).

**Tableau 2 : Répartition des transferts privés réels des ménages selon leur origine et divers paramètres du chef de ménage – 10 ans et plus – et du groupe – pourcentage – Burkina Faso 1998-2003<sup>1</sup>**

Origine des transferts	Burkina Faso				Etranger				Autres transferts <sup>2</sup>		Total				
	Urbain		Rural		Côte d'Ivoire		France		Autres pays		% trans-ferts	% ména-ges	N (ména-ges)		
	Trans-ferts	Ména-ges	Trans-ferts	Ména-ges	Trans-ferts	Ména-ges	Trans-ferts	Ména-ges	Trans-ferts	Ména-ges					
<b>1998</b>															
<b>Statut du travail du chef</b>															
Salarié public	23,4	6,6	5,4	3,3	<b>11,3</b>	<b>0,9</b>	3,3	5,6	28,3	12,4	28,2	7,5	100,0	3,6	106
Salarié privé formel	22,9	1,8	1,8	0,7	<b>9,9</b>	<b>0,2</b>	0,0	0,0	4,9	2,2	60,5	1,7	100,0	0,9	27
Salarié privé informel	30,2	5,3	2,4	1,4	<b>6,0</b>	<b>0,7</b>	1,0	3,3	52,3	2,3	8,0	5,6	100,0	2,4	70
Indép. non agricole	43,4	11,7	7,9	5,4	<b>13,9</b>	<b>2,1</b>	1,5	7,7	19,2	12,4	14,0	9,3	100,0	6,2	183
Agriculture progressive	12,0	4,5	22,5	5,5	<b>46,0</b>	<b>7,7</b>	0,5	2,1	8,1	1,9	10,9	7,0	100,0	6,5	193
Agriculture de subsistance	17,5	54,5	8,5	71,8	<b>61,2</b>	<b>83,5</b>	2,5	69,1	5,7	61,1	4,6	59,7	100,0	71,9	2115
Aide familial & apprenti	41,7	1,1	27,6	1,7	<b>12,7</b>	<b>0,5</b>	4,1	2,1	0,7	0,8	13,1	0,9	100,0	0,9	25
Chômeur	43,3	4,2	1,7	1,0	<b>13,0</b>	<b>0,4</b>	4,5	2,3	26,5	2,2	11,0	2,2	100,0	1,7	51
Inactif	44,5	10,4	9,6	9,1	<b>25,6</b>	<b>3,9</b>	5,6	7,9	10,3	4,6	4,4	6,3	100,0	5,9	172
<b>Niveau de vie<sup>3</sup></b>															
Pauvres	16,6	27,4	7,7	34,6	<b>64,5</b>	<b>44,6</b>	1,5	31,7	6,5	33,0	3,2	32,5	100,0	37,9	1114
Riches	32,9	39,0	9,2	28,5	<b>20,6</b>	<b>16,9</b>	3,5	43,1	18,5	45,4	15,4	37,1	100,0	26,2	772
<b>Sexe du chef de ménage</b>															
Homme	22,1	78,9	8,6	78,3	<b>46,6</b>	<b>88,4</b>	2,8	83,5	9,9	78,7	10,0	88,7	100,0	84,8	2495
Femme	40,2	21,1	12,2	21,7	<b>22,6</b>	<b>11,6</b>	1,8	16,5	17,7	21,3	5,5	11,3	100,0	15,2	446
Ensemble <sup>4</sup>	25,3	10,3	9,3	5,2	<b>42,4</b>	<b>21,1</b>	2,6	0,9	11,2	1,6	9,3	3,0	100,0	35,8 <sup>5</sup>	2941
<b>2003</b>															
<b>Statut du travail du chef</b>															
Salarié public	29,2	4,1	8,6	2,7	<b>8,3</b>	<b>1,3</b>	20,1	33,9	30,7	13,1	3,2	9,0	100,0	4,2	61
Salarié privé formel	35,8	4,5	14,1	2,3	<b>3,9</b>	<b>0,5</b>	4,0	7,3	26,0	6,7	16,3	5,6	100,0	3,0	44
Salarié privé informel	60,2	1,9	4,2	0,8	<b>25,5</b>	<b>1,2</b>	0,0	0,0	8,4	1,5	1,7	2,1	100,0	1,4	21
Indép. non agricole	23,4	9,0	13,3	8,9	<b>20,6</b>	<b>6,6</b>	9,1	18,3	21,5	14,9	12,1	15,6	100,0	9,1	131
Agriculture progressive	13,4	6,9	14,1	10,2	<b>55,3</b>	<b>13,3</b>	0,0	0,0	14,1	6,5	3,0	12,9	100,0	9,2	133
Agriculture de subsistance	20,2	51,3	12,2	64,2	<b>48,5</b>	<b>66,1</b>	0,3	8,7	13,5	46,2	5,2	40,3	100,0	58,0	840
Aide familial & apprenti	60,5	1,4	2,9	0,4	<b>2,9</b>	<b>0,4</b>	0,0	0,0	32,3	1,2	1,3	1,5	100,0	0,8	12
Chômeur	42,1	5,9	3,5	2,2	<b>43,5</b>	<b>3,4</b>	0,8	3,9	8,4	2,5	1,7	5,9	100,0	4,1	59
Inactif	40,2	15,1	9,3	8,2	<b>25,8</b>	<b>7,2</b>	8,0	27,9	8,8	7,3	7,9	7,2	100,0	10,2	147
<b>Niveau de vie<sup>3</sup></b>															
Pauvres	23,0	29,2	12,7	35,7	<b>46,7</b>	<b>37,2</b>	0,0	0,0	15,7	16,6	1,9	15,1	100,0	31,8	460
Riches	26,4	40,1	9,1	31,8	<b>36,5</b>	<b>28,9</b>	5,6	89,7	14,9	53,5	7,6	58,1	100,0	36,6	530
<b>Sexe du chef de ménage</b>															
Homme	23,7	79,7	11,1	82,0	<b>41,2</b>	<b>85,6</b>	2,3	56,1	15,8	82,8	6,0	92,7	100,0	83,1	1204
Femme	35,1	20,3	13,2	18,0	<b>23,6</b>	<b>14,4</b>	9,4	43,9	12,1	17,2	6,6	7,3	100,0	16,9	244
Ensemble <sup>4</sup>	25,2	7,2	11,4	4,5	<b>38,7</b>	<b>4,8</b>	3,3	0,2	15,3	1,0	6,1	1,1	100,0	17,3 <sup>5</sup>	1448

(1) Approche fondée sur les données relatives aux ménages. Par ailleurs, les données sur les revenus sont déflatées selon un indice des prix régionaux ; Dons, cadeaux, mandats ; (2) Jeu de hasard, mariage, héritage ; (3) Le seuil de pauvreté est de : (i) 72 690 F. Cfa par tête et par an en 1998 ; (ii) 82672 F. Cfa par tête et par an ; (4) S'agissant des pourcentages *totaux* relatifs aux ménages, ils sont calculés par rapport au nombre de cas renseignés indiqués en (6) au tableau 1. Pour chaque paramètre, sauf le niveau de vie, la somme des pourcentages en colonnes vaut 100. Chaque type de transfert privé est uniquement considéré s'il est *positif* ; (5) Le pourcentage total est inférieur à la somme des pourcentages des transferts individuels dans la mesure où un ménage peut avoir plusieurs types de transferts.

Source : A partir des bases de données des enquêtes prioritaires 1998 et 2003.

le quart des familles recevant des envois de fonds<sup>34</sup>. En d'autres termes, entre 1998 et 2003, la proportion de ménages destinataires d'envois de fonds de Côte d'Ivoire a été divisée par cinq environ. Cette observation est à rapprocher de l'information présentée au tableau 4, selon laquelle le volume des transferts de Côte d'Ivoire a chuté de 67,8 pour cent en termes réels entre 1998 et 2003. Ajoutons que, parmi les autres types de transferts, ce sont surtout ceux en provenance du milieu urbain et les autres transferts – mariage, héritage, etc. – qui ont le plus contribué à ce mouvement de baisse.

Deuxièmement, ces changements s'accompagnent d'une diminution de la part relative des transferts en provenance de Côte d'Ivoire – tableau 2. En effet, entre 1998 et 2003, le poids des envois de fonds ivoiriens par rapport aux transferts privés totaux est passé de 42,4 à 38,7 pour cent. En fait, il est à remarquer que, malgré la plus faible proportion de ménages recevant des envois de fonds de Côte d'Ivoire, ces derniers représentent encore plus du tiers des ressources provenant du processus de redistribution privé. A cet égard, on note que le faible déclin de la part relative des envois de fonds de Côte d'Ivoire au cours de la période, a été compensé

<sup>34</sup> On rappelle que la somme des pourcentages inhérents aux ménages, présentée au niveau des lignes « Ensemble », n'est pas égale au pourcentage total, car un même ménage peut avoir plusieurs types de transferts.

essentiellement par une croissance relative des transferts en provenance des autres pays et du milieu rural burkinabè.

Troisièmement, et corrélativement, au cours de la période, on observe des changements significatifs en termes de répartition des transferts, selon les caractéristiques des ménages ou de celui qui en est le chef – tableau 2. Tout d’abord, il apparaît que, parmi les ménages pauvres, la part relative des envois de fonds de Côte d’Ivoire a considérablement chuté. En effet, alors qu’ils représentaient 64,5 pour cent du volume des transferts privés en 1998, leur poids relatif n’est plus que de 46,7 pour cent en 2003. En même temps, par rapport à l’ensemble des ménages, la part des pauvres bénéficiant des transferts a baissé de plus de 7 points de pourcentage – 44,6 à 37,2 pour cent. Par contre, un mouvement inverse s’est opéré pour les ménages riches, la part des envois de fonds ivoiriens dans les transferts privés étant passée de 20,6 pour cent en 1998 à 36,5 pour cent en 2003. En outre, la part des ménages riches, par rapport à l’ensemble des ménages, acquérant ces envois de fonds a quasiment doublé entre 1998 et 2003 : 16,9 à 28,9 pour cent. Une autre manière de mettre en évidence cette évolution est de souligner que la proportion des pauvres ayant des transferts de Côte d’Ivoire a été divisée par 7,8, contre seulement 2,6 pour les riches. En effet, parmi l’ensemble des ménages pauvres, en 1998, 27,5 pour cent recevaient des transferts de Côte d’Ivoire, contre 4,8 pour cent en 2003. Or, s’agissant des ménages aisés – les 30 pour cent du haut de la distribution –, en 1998, 11,8 pour cent de ces derniers obtenaient des fonds de Côte d’Ivoire, contre 4,6 en 2003. Par ailleurs, la prise en considération du statut du travail du chef de ménage s’inscrit dans cette évolution. Ainsi, le tableau 2 montre que pour les ménages dont le chef est agriculteur de subsistance – groupe socio-économique le plus démuné –, la part des envois de fonds de Côte d’Ivoire dans l’ensemble des transferts privés est passée de 61,2 à 48,5 pour cent entre 1998 et 2003. En même temps, la proportion des ménages appartenant à cette catégorie, et bénéficiant de la redistribution en provenance de Côte d’Ivoire, a décliné de 83,5 à 66,1 pour cent. Inversement, beaucoup de ménages moins touchés par les privations, et ayant une plus grande propension à résider dans les villes, semblent recevoir en 2003 proportionnellement plus de transferts de Côte d’Ivoire qu’en 1998. Par exemple, d’une part, le poids relatif des envois de fonds ivoiriens des salariés du secteur informel, des indépendants non agricoles et des chômeurs est passée, respectivement, de 6,0, 13,9 et 13,0 pour cent en 1998 à 25,5, 20,6 et 43,5 pour cent en 2003, et, d’autre part, la part relative des ménages concernés est au moins deux à trois fois plus élevée. Une observation quasi-similaire prévaut pour les agriculteurs de rente – tableau 2<sup>35</sup>. Ajoutons que les changements inter-groupes socio-économiques quant à l’origine des transferts privés sont plus diversifiés que la tendance générale précédemment notée. Par exemple, en 1998, les salariés du secteur informel avaient principalement deux sources de transferts privés : les autres pays étrangers – 52,3 pour cent – et le milieu urbain – 30,2 pour cent. Or, en 2003, les deux sources principales sont issues des zones urbaines – 60,2 pour cent – et de la Côte d’Ivoire – 25,5 pour cent.

Cette évolution est confirmée lorsque l’évolution des envois de fonds est appréhendée par rapport aux milieux. A cet égard, le tableau A2, en annexes, indique que la part relative des transferts ivoiriens en direction du milieu rural a diminué de 60,4 à 50,0 pour cent entre 1998 et 2003, contrairement aux zones urbaines où, au cours de la même période, elle a crû de 15,1 à 15,9 pour cent. Parallèlement, une proportion relativement plus élevée de ménages urbains bénéficient des envois de fonds de Côte d’Ivoire, contrairement à ce qui prévaut en milieu rural. Notons également que les régions rurales où le poids relatif des envois de fonds ivoiriens a le plus diminué sont l’Est, le Sud-Ouest, le Centre-Ouest, le Centre-Est et le Centre. Ce mouvement a été, en partie, contrebalancé par le poids relatif accru des régions rurales du Sahel et des Cascades, et de Ouagadougou.

Enfin, le tableau 2 met en évidence des changements assez peu importants dans la distribution des transferts privés lorsque le sexe du chef de ménage est pris en considération. Néanmoins, la nouvelle distribution des transferts ivoiriens qui s’est opérée entre 1998 et 2003, en termes de valeur ou de proportion de ménages, semble légèrement plus favorable aux ménages gérés par une femme. En effet, en 2003, 23,6 des transferts reçus par ces derniers provenaient de Côte d’Ivoire, contre 22,6 pour cent en 1998. En outre, 14,4 pour cent en bénéficient en 2003, contre 11,6 pour cent en 1998. Dans la mesure où les envois de fonds ivoiriens touchent relativement moins les ménages pauvres en 2003, comparativement à 1998, ce résultat est cohérent avec le fait que l’incidence de la pauvreté dans les ménages féminins est plus faible, comparativement aux ménages masculins<sup>36</sup>.

Quatrièmement, les informations affichées au tableau 3 permettent de mieux spécifier les changements qui se sont opérés entre 1998 et 2003 quant à la distribution relative des envois de fonds ivoiriens, en relation avec le niveau de vie des ménages – dépenses per capita. Tout d’abord, on constate que pour les ménages

---

<sup>35</sup> La part relative des transferts de Côte d’Ivoire est passée de 46,0 à 55,3 pour cent entre 1998 et 2003. En outre, alors que seulement 7,7 pour cent des ménages dont le chef est agriculteur de rente recevaient des transferts de Côte d’Ivoire en 1998, la proportion est de 13,3 pour cent en 2003.

<sup>36</sup> Lachaud [2003b], tableau 35, p.80.

**Tableau 3 : Incidence des transferts privés des ménages – envois de fonds – selon le niveau de vie du groupe – pourcentage – Burkina Faso 1998-2003**

Paramètre	Ménages bénéficiant des transferts privés										Ensemble des ménages						
	Moyenne/tête/ménage/an <sup>2</sup>					Pourcentage du niveau de vie – dépenses/tête					N	Pourcentage du niveau de vie – dépenses/tête					N
	Ensemble	Burkina Faso urbain	Burkina Faso rural	Côte d'Ivoire	Autres transferts	Ensemble	Burkina Faso urbain	Burkina Faso rural	Côte d'Ivoire	Autres transferts <sup>3</sup>		Ensemble	Burkina Faso urbain	Burkina Faso rural	Côte d'Ivoire	Autres transferts <sup>3</sup>	
<b>1998 – prix 2003<sup>4</sup></b>																	
1	6,9	6,0	4,7	<b>6,1</b>	6,0	17,8	3,4	1,4	<b>11,4</b>	1,5	330	7,1	1,3	0,6	<b>4,5</b>	0,6	847
2	8,3	6,2	6,4	<b>7,0</b>	9,0	14,6	2,3	1,6	<b>8,2</b>	2,5	309	5,3	0,9	0,6	<b>3,0</b>	0,9	848
3	8,2	6,0	5,9	<b>7,4</b>	9,6	11,7	1,6	1,1	<b>7,2</b>	1,7	328	4,5	0,6	0,4	<b>2,8</b>	0,7	848
4	8,8	7,5	7,9	<b>7,3</b>	8,4	10,6	2,1	1,5	<b>5,8</b>	1,1	336	4,2	0,8	0,6	<b>2,3</b>	0,4	848
5	9,6	7,3	7,2	<b>8,7</b>	8,3	9,7	1,8	1,1	<b>5,9</b>	0,9	296	3,4	0,6	0,4	<b>2,0</b>	0,3	847
6	13,7	12,6	11,2	<b>11,7</b>	13,5	11,7	3,2	1,0	<b>6,3</b>	1,1	289	4,0	1,1	0,3	<b>2,1</b>	0,4	849
7	14,9	14,8	10,8	<b>12,0</b>	14,0	10,3	2,9	1,4	<b>4,6</b>	1,5	283	3,4	1,0	0,4	<b>1,5</b>	0,5	848
8	20,0	22,2	11,5	<b>13,2</b>	23,5	10,6	4,1	1,2	<b>3,5</b>	1,9	293	3,6	1,4	0,4	<b>1,2</b>	0,7	848
9	34,9	25,1	19,1	<b>29,8</b>	37,2	12,4	4,1	0,7	<b>4,4</b>	3,3	242	3,5	1,2	0,2	<b>1,2</b>	0,9	848
10	108,0	82,5	55,0	<b>63,7</b>	133,3	11,3	4,4	0,9	<b>1,4</b>	4,6	235	3,3	1,3	0,3	<b>0,4</b>	1,4	848
Pauvres	7,9	6,3	6,5	<b>6,7</b>	8,2	13,4	2,2	1,5	<b>8,0</b>	1,8	1114	5,1	0,9	0,6	<b>3,0</b>	0,7	2925
Moyens	12,1	11,0	8,9	<b>10,2</b>	11,9	10,6	2,6	1,2	<b>5,7</b>	1,2	1056	3,7	0,9	0,4	<b>2,0</b>	0,4	3004
Riches	51,4	44,8	26,7	<b>27,1</b>	74,9	11,4	4,3	0,9	<b>2,3</b>	3,9	772	3,4	1,3	0,3	<b>0,7</b>	1,2	2549
Total	20,8	22,9	13,2	<b>11,5</b>	36,1	11,5	3,6	1,0	<b>3,7</b>	3,0	-	3,7	1,2	0,3	<b>1,2</b>	1,0	-
N	2941	850	425	<b>1751</b>	449	-	-	-	-	-	2941	-	-	-	-	-	8478
<b>2003</b>																	
1	4,4	2,2	3,5	<b>6,5</b>	6,0	12,4	2,3	3,1	<b>5,9</b>	1,1	113	1,7	0,3	0,4	<b>0,8</b>	0,2	850
2	3,8	2,5	1,3	<b>4,4</b>	14,3	7,2	1,6	0,7	<b>3,1</b>	1,8	119	1,0	0,2	0,1	<b>0,4</b>	0,2	850
3	3,8	3,4	2,1	<b>4,6</b>	7,1	5,8	1,8	0,9	<b>2,5</b>	0,6	126	0,9	0,3	0,1	<b>0,4</b>	0,1	849
4	3,6	3,4	2,8	<b>4,5</b>	4,5	4,6	1,8	1,1	<b>1,3</b>	0,4	142	0,8	0,3	0,2	<b>0,2</b>	0,1	851
5	5,4	2,8	2,7	<b>7,8</b>	9,5	5,7	1,1	0,8	<b>2,8</b>	1,0	148	1,0	0,2	0,1	<b>0,5</b>	0,2	849
6	9,2	5,3	4,7	<b>15,2</b>	11,0	7,9	2,2	1,0	<b>3,6</b>	1,1	152	1,4	0,4	0,2	<b>0,6</b>	0,2	850
7	8,4	7,6	6,7	<b>9,1</b>	8,7	6,0	2,2	1,1	<b>1,9</b>	0,8	119	0,8	0,3	0,2	<b>0,3</b>	0,1	850
8	9,3	7,9	5,7	<b>14,6</b>	5,9	5,1	1,7	0,9	<b>2,0</b>	0,5	156	0,9	0,3	0,2	<b>0,4</b>	0,1	850
9	15,5	8,4	4,9	<b>28,1</b>	20,6	5,7	1,5	0,4	<b>2,6</b>	1,2	179	1,2	0,3	0,1	<b>0,6</b>	0,3	850
10	31,2	20,6	14,1	<b>41,7</b>	38,5	3,9	1,2	0,3	<b>0,8</b>	1,5	196	1,0	0,3	0,1	<b>0,2</b>	0,4	851
Pauvres	3,9	3,0	2,2	<b>5,1</b>	7,8	6,8	2,0	1,1	<b>2,9</b>	0,8	460	1,0	0,3	0,2	<b>0,4</b>	0,1	3190
Moyens	7,3	5,0	4,5	<b>10,0</b>	9,7	6,5	1,8	1,0	<b>2,6</b>	1,0	458	1,1	0,3	0,2	<b>0,4</b>	0,2	2760
Riches	19,5	13,0	8,2	<b>27,3</b>	27,2	4,4	1,3	0,4	<b>1,4</b>	1,3	530	1,0	0,3	0,1	<b>0,3</b>	0,3	2550
Total	10,7	7,6	4,8	<b>13,2</b>	19,7	5,0	1,5	0,6	<b>1,7</b>	1,2	-	1,0	0,3	0,2	<b>0,3</b>	0,2	-
N	1448	603	375	<b>400</b>	191	-	-	-	-	-	1448	-	-	-	-	-	8500

(1) Décile des dépenses par tête selon le niveau de vie de l'ensemble des ménages ; (2) Milliers de F.Cfa ; l'écart type n'est pas indiqué afin de ne pas surcharger le tableau ; (3) France, autres pays et autres transferts – jeu de hasard, mariage et héritage ; (4) Les transferts de 1998 sont multipliés par le rapport des lignes de pauvreté 2003/1988, soit 82672/72690.

Source : A partir des bases de données des enquêtes prioritaires 1998 et 2003.

attributaires d'envois de fonds de Côte d'Ivoire, le montant annuel moyen de ces derniers par individu s'est élevé de 11,5 à 13,2 millions de F.Cfa entre 1998 et 2003, alors que, dans le même temps, comme cela a déjà été souligné, le nombre de bénéficiaires a été divisé par plus de quatre<sup>37</sup>. En fait, cette augmentation s'accompagne d'une double évolution. D'une part, le montant moyen reçu par les pauvres a diminué au cours de la période de 6,7 à 5,1 millions de F.Cfa par tête et par an, un résultat à rapprocher du fait que le ratio de la proportion relative pauvres/riches bénéficiaires des transferts a été divisé par deux entre 1998 et 2003<sup>38</sup>. En outre, les individus riches reçoivent, en moyenne, un montant de transferts de Côte d'Ivoire légèrement supérieur en 2003, comparativement à 1998 – 27,3 contre 27,1 millions de F.Cfa par tête et par an. D'ailleurs, le tableau 3 met en évidence une configuration sensiblement différente des montants moyens des envois de fonds ivoiriens pour les premiers déciles – sauf pour les 10 pour cent les plus pauvres – du niveau de vie pour les deux années.

<sup>37</sup> 1751/400 = 4,38.

<sup>38</sup> A l'aide du tableau 2, on observe que le ratio des ménages pauvres/riches recevant des transferts de Côte d'Ivoire est de 44,6/16,9 = 2,63 en 1998. Pour 2003, il s'élève à 37,2/28,9 = 1,29. Notons que cet écart explique la faiblesse du montant moyen des envois de fonds ivoiriens en 1998, notamment par rapport aux autres sources de transferts, contrairement à 2003.

En effet, pour les individus des ménages localisés dans les deuxième, troisième et quatrième déciles, l'ampleur moyenne des transferts privés de Côte d'Ivoire en 2003 équivaut à environ les deux tiers à celle qui prévalait en 1998 pour les groupes situés dans les mêmes tranches du niveau de vie<sup>39</sup>. D'autre part, l'analyse suggère une forte baisse des transferts ivoiriens par rapport aux dépenses par tête au cours de la période. Ainsi, en 1998, 3,7 pour cent des dépenses par tête des ménages attributaires de transferts provenaient des envois de fonds de Côte d'Ivoire, soit 1,2 pour cent lorsque l'évaluation est rapportée à l'ensemble des familles. Or, en 2003, ces pourcentages sont respectivement de 1,7 et 0,3 – tableau 3. En même temps, on constate que pour les pauvres, la part des dépenses issue des envois de fonds de Côte d'Ivoire est passée de 8,0 à 2,9 pour cent au cours de la période – 2,4 à 1,4 pour cent pour les riches. En outre, notamment pour les familles les plus démunies, ce déclin s'est effectué à un rythme beaucoup plus rapide que celui de l'ensemble des transferts privés. Par exemple, pour les ménages pauvres recevant des transferts, le pourcentage des dépenses par tête provenant de tous les transferts privés a été divisé par deux – 13,4 à 6,8 pour cent – entre 1998 et 2003, alors que l'évolution précédemment notée, inhérente aux envois de fonds de Côte d'Ivoire, traduit un ratio proche de 3<sup>40</sup>. Par ailleurs, il est à remarquer que si la part des transferts de Côte d'Ivoire par rapport au niveau de vie est d'autant plus forte que les ménages sont pauvres – tableau 3 –, la tendance est considérablement moins marquée en 2003 qu'en 1998. Ainsi, en 2003, pour les déciles du milieu ou du haut de la distribution – sixième, huitième et neuvième –, la part des transferts ivoiriens dans les dépenses par tête est quasiment identique à celle des déciles du bas de la distribution – deuxième, troisième et quatrième –, une situation qui ne prévalait pas en 1998, y compris lorsque l'ensemble des ménages sont pris en compte.

A cet égard, le tableau A8, en annexes, fait apparaître plus clairement cette évolution. En effet, ce dernier affiche les résultats d'une estimation économétrique spatiale entre, d'une part, les indices de pauvreté régionaux, et, d'autre part, un ensemble de paramètres, notamment le ratio régional des transferts par tête de Côte d'Ivoire en termes du niveau de vie, calculé par rapport à l'ensemble des ménages. L'analyse est menée en termes de régimes spatio-temporels, l'hétérogénéité spatiale étant appréhendée par rapport aux deux années des enquêtes prioritaires. On observe que, quels que soient les modèles et les indices de pauvreté pris en compte, les coefficients relatifs à 1998 – indice  $\beta_0$  – sont statistiquement significatifs et positifs, ce qui exprime une relation directe, au niveau régional, entre la pauvreté et la proportion des envois de fonds de Côte d'Ivoire dans les dépenses par tête. En d'autres termes, plus la part relative des transferts privés ivoiriens par rapport au niveau de vie est forte, plus les privations sont importantes. Or, pour 2003, les coefficients relatifs aux transferts sont également positifs, mais non significatifs. En réalité, le test de Chow spatial conduit à relativiser cette observation. Bien que la plupart des tests de Chow soient significatifs – P0 et P1 –, et mettent en évidence une structure différente de l'ensemble des coefficients pour les deux années, il apparaît que les coefficients relatifs aux transferts ne sont pas statistiquement différents<sup>41</sup>. Quoiqu'il en soit, la figure A1 exprime la relation inverse entre le ratio des transferts régionaux et la pauvreté.

En deuxième lieu, le tableau 4 présente l'évolution de l'épargne rapatriée par les migrants burkinabè selon la zone géographique, au cours de la période 1996-2001, à partir des informations de la BCEAO. Il est à remarquer que, dans le contexte de l'étude, cette approche se heurte à une limite importante. Le concept d'« épargne rapatriée » ne recoupe que partiellement les « envois de fonds » appréhendés par les enquêtes auprès des ménages. En effet, une partie importante de l'épargne rapatriée de Côte d'Ivoire n'est pas reliée à un ménage préalablement localisé au Burkina Faso. Il s'agit simplement de transferts d'un individu ou d'une famille, résidant en Côte d'Ivoire, permettant d'effectuer un placement, en vue d'un retour ultérieur au pays. Ainsi, les envois de fonds appréhendés par l'enquête prioritaire de 1998 sont estimés à 34,4 pour cent de l'épargne rapatriée au cours de cette année. Quoiqu'il en soit, et malgré l'absence de données au-delà de 2001, la tendance à la baisse des envois de fonds au cours des années récentes apparaît assez nettement.

Tout d'abord, on observe que le montant de l'épargne rapatriée provient essentiellement de Côte d'Ivoire, bien que la part relative de ce dernier pays ait quelque peu décliné au cours de la période : 91,9 et 86,1, respectivement, en 1996 et 2001.

<sup>39</sup> S'agissant des premier et cinquième déciles, les montants moyens des transferts ivoiriens sont, respectivement, légèrement supérieurs et inférieurs en 1998 par rapport à 2003.

<sup>40</sup> Une évolution comparable est observée lorsque l'ensemble des ménages sont pris en compte. Dans ce cas, en 1998, 3,0 pour cent des dépenses par tête des pauvres proviennent des transferts de Côte d'Ivoire, contre 0,4 pour cent en 2003, soit un ratio de 7,5. Pour l'ensemble des transferts privés, ce ratio est seulement de 5,1 – tableau 3.

<sup>41</sup> Sur un plan économétrique, on note que la mise en oeuvre des modèles auto-régressifs avec hétéroscédasticité par rapport aux années est justifiée. D'une part, les coefficients de la variable spatialement retardée sont significatifs – colonnes (2), (4) et (6) –, et, d'autre part, les tests LM et LR des modèles avec hétéroscédasticité sont significatifs – colonnes (1), (3) et (5). Les tests LR des modèles auto-régressifs sont significatifs, ce qui indique que l'égalité des variances des erreurs des deux années doit être rejetée.

**Tableau 4 : Evolution de l'épargne rapatriée par les migrants burkinabè selon la zone géographique – 1996-2001 –, et des envois de fonds – 1998-2003 – millions de F.Cfa – Burkina Faso**

Année Paramètre	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2003
<b>Epargne rapatriée : BCEAO – 1996-2001</b>							
<b>Côte d'Ivoire</b>							
Valeur nominale	51 872,0	46 977,0	50 025,0	43 276,0	38 287,0	27 515,0	-
Valeur réelle (prix 1996) <sup>1</sup>	51 872,0	45 920,8	46 621,6	40 787,9	36 188,1	24 788,3	-
Croissance annuelle réelle (%)	-	-11,5	1,5	-12,5	-11,3	-31,5	-
Taux de croissance réel 2001/1996 (%)	-	-	-	-	-	-52,2	-
Ratio PIB nominal <sup>2</sup>	3,4	2,9	2,8	2,4	2,2	1,4	-
<b>Autres pays</b>							
Valeur nominale	4 572,0	4 141,0	4 409,0	7 000,0	6 193,0	4 451,0	-
Valeur réelle <sup>1</sup>	-4 572,0	4 047,9	4 109,0	6 597,5	5 853,5	4 009,9	-
Croissance annuelle réelle (%)	-	-11,5	1,5	60,6	-11,3	-31,5	-
Taux de croissance réel 2001/1996 (%)	-	-	-	-	-	-12,3	-
<b>Ensemble</b>							
Valeur nominale	56 444,0	51 118,0	54 434,0	50 276,0	44 480,0	31 966,0	-
Valeur réelle <sup>1</sup>	56 444,0	49 968,7	50 730,7	47 385,5	42 041,6	28 798,2	-
Croissance annuelle réelle (%)	-	-11,5	1,5	-6,6	-11,3	-31,5	-
Taux de croissance réel 2001/1996 (%)	-	-	-	-	-	-49,0	-
Ratio PIB nominal <sup>2</sup>	3,9	3,2	3,1	2,8	2,5	1,6	-
<b>Envois de fonds de Côte d'Ivoire : enquêtes prioritaires – 1998-2003</b>							
Estimation nominale des enquêtes <sup>3</sup> :							
Ensemble du pays	-	-	17 218,1 <sup>4</sup>	-	-	-	5 992,3 <sup>5</sup>
Taux de croissance réel 2003/1998 (%) <sup>6</sup>	-	-	-	-	-	-	-67,8
Rural <sup>7</sup>	-	-	14 883,6	-	-	-	5 189,1
Taux de croissance réel 2003/1998 (%) <sup>6</sup>	-	-	-	-	-	-	-67,7
Urbain <sup>7</sup>	-	-	2 334,5	-	-	-	803,2
Taux de croissance réel 2003/1998 (%) <sup>6</sup>	-	-	-	-	-	-	-68,1
<p>(1) Aux prix de 1996 – valeurs déflatées par le taux d'inflation annuel calculé en glissement. UEMOA [2003] ; (2) Ratio des valeurs nominales des envois de fonds et du PIB nominal ; (3) Valeurs nominales ; (4) Pour 1998, l'estimation a été effectuée selon la formule : <math>T=(STCI/ME)*(POP/TME)</math>, où : STCI = sommes des transferts de Côte d'Ivoire aux prix de 1998 = 100 318 765,76 F.Cfa ; ME = nombre de ménages renseignés sur l'ensemble des transferts = 8 213 (échantillon = 8478) ; POP = population estimée en 1998 = 10 685 000 ; TME = taille des ménages de l'échantillon = 7,58 ; (5) Pour 2003, T = (26 114 295,55/8355)*(12 289 000/6,41) ; (6) Estimation en valeurs réelles aux prix de 2003, en tenant compte d'un taux d'inflation de 8,0 pour cent au cours de la période – UEMOA [2003] ; (7) Les estimations pour les milieux rural et urbain sont fondées sur la même approche qu'au niveau national.</p> <p>Sources : Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest [2003] ; enquêtes prioritaires 1998 et 2003.</p>							

Par ailleurs, en valeur réelle – prix de 1996 –, le volume de l'épargne totale rapatriée a diminué de 49,0 pour cent entre 1996 et 2001 – 56,4 à 28, milliards de F.Cfa. Mais, le mouvement de baisse s'est accéléré en 2001, puisque, par rapport à 2000, les rapatriements de l'épargne ont chuté de 31,5 pour cent au cours de cette année. Sans aucun doute, les événements de Côte d'Ivoire de la fin de l'année 2000 semblent avoir joué un rôle important, la valeur réelle des envois de fonds en provenance de ce pays ayant également baissé de 31,5 pour cent en 2001, et de 52,2 pour cent entre 1996 et 2001 – 51,9 à 24,8 milliards de F.Cfa. A cet égard, cette évolution corrobore le déclin des envois de fonds appréhendé par les deux enquêtes prioritaires : -67,8 pour cent au cours de la période 1998-2003. Néanmoins, le tableau 4 montre que le déclin des transferts de Côte d'Ivoire s'est réellement amorcé depuis 1997, et que le mouvement de baisse a été continu depuis 1999. En effet, pour ces deux années, l'épargne réelle rapatriée a diminué, respectivement, de 11,5 et 12,5 pour cent.

Ainsi, entre 1996 et 2001, l'épargne réelle enregistrée et rapatriée de Côte d'Ivoire a décliné de 52,2 pour cent, une tendance qui s'est probablement poursuivie au cours des années ultérieures, comme semblent l'indiquer les informations de l'enquête prioritaire de 2003. En réalité, ces statistiques macro-économiques doivent être considérées comme complémentaires aux informations micro-économiques, dans la mesure où leur faible niveau de désagrégation leur confère une insuffisante capacité en termes d'analyse de l'impact sur la pauvreté.

## B. Approche qualitative

Le questionnaire de l'enquête prioritaire de 2003 comportait un modèle consacré à la crise ivoirienne. A cet égard, les informations présentées au tableau 5, affichant les principaux éléments en fonction du statut socio-économique et du sexe du chef de ménage, ainsi que du niveau de vie des familles, apportent un développement intéressant de l'approche quantitative.

**Tableau 5 : Paramètres relatifs aux envois de fonds en provenance de Côte d'Ivoire selon le statut socio-économique et le sexe du chef de ménage, et le niveau de vie du groupe – Burkina Faso 2003<sup>1</sup>**

Statut, sexe & niveau de vie	Statut socio-économique du chef de ménage								Sexe du chef		Niveau de vie <sup>1</sup>		Total		
	Salarié public	Salarié privé formel	Salarié privé informel	Indép. non agricole	Agricul- ture progres- sive	Agricul- ture subsis- tance	Aide familial & apprenti	Chô- meur	Inactif	Hom- mes	Fem- mes	Pauvres	Non pauvres	%	N
<b>1. % de ménages avec membres en Côte d'Ivoire 12 d. mois</b>	3,0	2,7	7,8	6,0	3,9	6,4	8,1	11,7	7,7	5,9	6,5	6,4	6,0	5,9	502
<b>2. % de personnes/ménage en Côte d'Ivoire<sup>2</sup> :</b>															
Hommes	35,8	45,3	18,7	32,0	13,5	25,6	10,8	32,8	20,1	23,6	42,6	20,1	29,7	25,3	-
Femmes	30,7	17,8	36,0	31,8	26,9	31,4	17,1	55,5	36,7	31,1	42,9	24,9	41,0	32,2	-
<b>3. Transferts de Côte d'Ivoire</b>															
Régulièrement (%) <sup>3</sup>	1,7	2,3	2,6	4,9	5,5	5,5	5,4	5,9	7,9	5,0	8,0	5,0	5,1	5,3	448
Irrégulièrement (%) <sup>3</sup>	2,2	1,5	6,0	4,4	7,0	9,4	5,4	8,0	9,3	7,8	9,3	9,3	5,8	7,9	672
<b>4. Evolution des transferts de Côte d'Ivoire les 12 d. mois<sup>4</sup></b>															
Augmentation	0,0	0,0	0,0	4,4	2,3	4,6	0,0	0,0	0,0	3,9	1,7	5,2	2,5	3,7	41
Stagnation	25,0	10,0	10,0	14,7	10,4	11,8	0,0	20,0	16,9	11,3	21,8	9,6	16,5	12,3	138
Diminution	75,0	90,0	90,0	80,9	87,3	83,7	100,0	80,0	83,1	84,8	76,5	85,2	81,0	84,0	939
<i>Dont<sup>5</sup> :</i>															
100 %	63,6	88,9	57,1	72,7	67,5	64,8	50,0	66,7	72,2	67,0	58,9	69,5	64,2	66,2	622
>50 %	0,0	0,0	28,6	12,7	11,3	11,3	25,0	9,5	5,6	11,2	7,8	9,2	12,4	11,0	103
<50 %	36,4	11,1	14,3	14,5	21,3	23,9	25,0	23,8	22,2	21,8	33,3	21,3	23,5	22,8	214
<b>5. Utilisation des transferts (%)<sup>6</sup></b>															
Scolarisation	22,8	29,5	0,0	12,2	6,6	7,1	27,5	4,6	21,7	7,8	15,7	9,0	8,9	8,5	1119
Santé	12,1	7,2	29,1	30,2	16,7	19,9	15,5	17,6	34,3	19,6	29,4	18,1	23,6	20,6	1119
Consommation alimentaire	57,9	34,9	94,7	71,2	63,2	84,7	44,0	88,5	76,0	78,3	87,8	82,4	70,7	79,3	1119
Construction	8,1	20,3	23,9	5,7	8,0	6,7	0,0	0,0	1,9	6,8	5,8	6,2	9,8	6,7	1119
Loyer	0,0	6,6	0,0	5,5	0,0	0,1	15,5	0,0	6,7	0,6	3,0	0,1	2,6	0,9	1119
Création/support activité éco.	16,2	16,2	28,4	37,1	39,1	24,2	28,5	44,5	27,2	29,7	13,3	27,2	33,3	28,0	1119
Autres	3,5	3,5	0,0	0,8	2,0	0,8	0,0	1,0	0,0	1,0	0,0	0,9	1,0	0,9	1119
<b>6. Conséquences de la crise Ivoirienne (%)<sup>6</sup></b>															
Aucune conséquence	48,4	19,7	24,1	24,7	31,8	19,1	27,5	14,5	15,1	22,0	17,9	17,2	29,9	21,5	1119
Arrêt de la scolarisation	11,1	6,6	0,0	5,8	3,0	5,5	0,0	0,0	11,8	4,9	9,9	6,0	4,5	5,4	1119
Arrêt des soins	7,7	0,0	9,6	10,3	8,3	12,0	0,0	10,8	21,2	10,8	18,0	10,5	12,4	11,6	1119
Arrêt de la construction	3,8	12,3	23,9	2,0	3,7	4,1	0,0	4,3	1,9	4,4	0,6	3,8	5,3	4,0	1119
Difficulté d'assurer le loyer	7,0	16,3	0,0	3,6	0,0	0,1	0,0	4,5	8,6	0,9	3,1	0,1	3,6	1,1	1119
Difficulté de se nourrir	29,9	38,7	75,9	50,7	44,8	67,7	44,0	77,6	70,4	61,3	74,3	69,1	50,3	62,7	1119
Difficulté de se déplacer	0,0	0,0	9,0	10,4	2,2	5,3	0,0	0,0	4,1	4,4	7,9	4,6	6,9	4,8	1119
Arrêt activité éco. du ménage	21,3	19,7	18,6	28,0	29,0	23,6	28,5	43,2	24,0	26,9	9,6	24,0	26,7	25,1	1119
Autres	0,0	0,0	8,8	2,2	0,5	0,5	0,0	3,3	1,0	1,1	0,7	0,8	1,5	1,0	1119

(1) Le seuil de pauvreté est de : (i) 72 690 F. Cfa par tête et par an en 1998 ; (ii) 82 672 F.Cfa par tête et par an. Les non pauvres sont les ménages appartenant aux 30 pour cent les plus élevés de la distribution du niveau de vie. La catégorie des intermédiaires n'est pas indiquée ; (2) Ménages ayant eu des personnes en Côte d'Ivoire au cours des 12 derniers mois. Il s'agit du rapport entre, d'une part, l'effectif de chaque sexe, et, d'autre part, la taille du ménage ; (3) Pourcentage du total des ménages – 8 500 ; (4) Pourcentage de ceux qui recevaient des transferts – le total est égal à 100 pour cent ; (5) Le total est égal à 100 pour cent ; (6) Ménages recevant des transferts. Les sommes des cas sont identiques à celles indiquées aux points 3 et 4 de la colonne de gauche. Les pourcentages en colonnes ne sont pas égaux à 100 pour cent.

Source : A partir des bases de données de l'enquête prioritaire de 2003.

Premièrement, on constate que le pourcentage de ménages ayant eu un ou plusieurs membres en Côte d'Ivoire au cours des 12 derniers mois<sup>42</sup>, est assez proche de la proportion des familles recevant effectivement des envois de fonds de ce pays : 5,9 et 4,8 pour cent, respectivement<sup>43</sup>. Néanmoins, la proportion de ménages touchés par la migration internationale est d'autant plus forte que ces derniers sont socialement fragiles. Par exemple, les familles dont le chef est salarié du secteur informel, chômeur ou inactif ont eu proportionnellement plus de migrants en Côte d'Ivoire, comparativement à la moyenne : 7,8, 11,7 et 7,7 pour cent, respectivement. Il en est de même pour les ménages pauvres ou gérés par une femme. Il est à remarquer que la migration concerne davantage les femmes que les hommes : 32,2 pour cent des membres du ménage, contre 25,3 pour cent pour les hommes<sup>44</sup>. Ces pourcentages sont sensiblement plus élevés lorsque le chef de ménage appartient aux trois catégories socio-économiques précaires, précédemment notées. Ajoutons que la migration est relativement plus importante parmi les ménages non pauvres, bien que l'inverse prévaille en termes absolus à cause du différentiel de taille des familles<sup>45</sup>. Enfin, l'analyse de la structure par âge des migrants met en évidence une

<sup>42</sup> C'est-à-dire entre avril-juillet 2002 et avril-juillet 2003.

<sup>43</sup> Tableaux 5 et 2.

<sup>44</sup> Soit : 2,0 femmes et 1,7 homme par ménage ayant eu des personnes en Côte d'Ivoire au cours des 12 derniers mois.

<sup>45</sup> On compte 1,5 homme et 1,8 femme migrants dans les ménages riches, contre, respectivement, 1,6 et 2,0 dans les ménages pauvres.

asymétrie selon le sexe, notamment pour les jeunes. En effet, la part des filles de 15-24 ans est de 19,7 pour cent de l'ensemble des migrantes, contre seulement 3,7 pour cent pour les hommes de la même classe d'âge<sup>46</sup>.

Deuxièmement, le tableau 5 montre que 13,2 pour cent des ménages recevaient des transferts de Côte d'Ivoire, soit « régulièrement » – 5,3 pour cent –, soit « irrégulièrement » – 7,9 pour cent. Cette proportion, bien supérieure à celle des ménages ayant eu des membres en Côte d'Ivoire au cours des 12 derniers mois, s'explique probablement par la configuration du questionnaire. En effet, ce dernier ne précise pas si l'appréciation sur les transferts se réfère « effectivement » aux 12 derniers mois, ou si la période de référence inclut des années antérieures. En fait, compte tenu de la formulation de la question, on peut penser que, dans l'esprit de la majorité des personnes interviewées, la période de référence est beaucoup plus longue que les 12 derniers mois<sup>47</sup>. Cette interprétation semble plus cohérente, d'une part, avec la question immédiatement posée après, concernant l'évolution des transferts ivoiriens au cours des 12 derniers mois<sup>48</sup>, et, d'autre part, avec le constat de la tendance à la baisse des envois de fonds de Côte d'Ivoire depuis la fin des années 1990 – 21,1 pour des ménages bénéficiaient d'une redistribution des migrants de Côte d'Ivoire en 1998, selon le tableau 2. Quoiqu'il en soit, il semble que le caractère épisodique des envois de fonds en provenance de Côte d'Ivoire soit d'autant plus important que la précarité des ménages en termes de ressources est faible. Par exemple, alors que 11,7 pour cent des ménages gérés par un chômeur avaient des membres migrants, seulement 5,9 pour cent recevaient des fonds régulièrement, contre 8,0 pour cent épisodiquement. Une observation similaire prévaut pour les ménages gérés par un agriculteur de subsistance, un salarié du secteur informel, et, plus généralement, pour ceux qui sont pauvres<sup>49</sup>.

Troisièmement, le déclin du volume des envois de fonds au cours des 12 derniers mois – c'est-à-dire entre avril-juillet 2002 et avril-juillet 2003 – apparaît nettement. En effet, 84,0 des ménages recevant des transferts ont constaté leur diminution, et, parmi cette proportion, les deux tiers notent leur disparition totale. A cet égard, on observe que la diminution et/ou la disparition totale des transferts touchent proportionnellement plus les ménages pauvres – 85,0/69,5 pour cent – que les familles aisées – 81,0/64,2 pour cent. Par contre, les ménages gérés par une femme sont relativement plus épargnés que leurs homologues masculins par la réduction des envois de fonds, puisque la diminution n'est observée que pour 76,5 pour cent des ménages, pour lesquels 58,9 pour cent en sont exempts à présent. En définitive, l'appréciation qualitative de cette évolution est cohérente avec les commentaires précédents, indiquant qu'entre 1998 et 2003, la proportion des ménages attributaires d'envois de fonds de Côte d'Ivoire a été divisée par cinq environ.

Quatrièmement, l'enquête prioritaire de 2003 permet également de mettre en évidence quelques éléments quant aux conséquences en termes de bien-être de la baisse des envois de fonds de Côte d'Ivoire. Préalablement, remarquons que les envois de fonds avaient trois utilisations essentielles – en termes de répartition des ménages : (i) consommation alimentaire : 79,3 pour cent ; (ii) création ou support d'activités économiques : 28,0 pour cent ; (iii) soins de santé : 20,6 pour cent. Néanmoins, 8,5 pour cent des ménages utilisent les transferts pour financer les dépenses d'éducation. Naturellement, la part des ménages consacrant des transferts à l'alimentation est inversement corrélée avec le niveau de vie. Dans ces conditions, parmi les ménages recevant des transferts – régulièrement ou irrégulièrement –, quatre sur cinq considèrent que leur diminution altère une ou plusieurs dimensions de leur bien-être, ou des capacités à générer ce dernier : (i) difficulté de se nourrir : 62,7 pour cent ; (ii) arrêt de l'activité économique du ménage : 25,1 ; (iii) difficulté d'accéder aux soins : 11,6 pour cent. Evidemment, les conséquences de la baisse des transferts varient selon les groupes socio-économiques. Par exemple, près de la moitié des ménages gérés par un salarié du secteur moderne considèrent que la crise n'a aucune conséquence, et que la difficulté de la consommation alimentaire n'est ressentie que par moins d'un tiers d'entre eux. Or, pour les ménages ayant à la tête un chômeur, les appréciations respectives concernent 14,5 et 77,6 pour cent des ménages. De même, on observe une plus grande fragilité des ménages féminins en termes de consommation alimentaire et de santé, comparativement à leur homologues masculins, alors que l'inverse prévaut en ce qui concerne le financement des micro-entreprises.

---

<sup>46</sup> Le placement des jeunes filles dans les ménages est très répandu en Afrique.

<sup>47</sup> La question CI4 est formulée ainsi : « Le ménage recevait-il de l'argent des parents ou d'amis travaillant en Côte d'Ivoire? ».

<sup>48</sup> La question CI5 est : « Comment ont évolué ces transferts au cours des 12 derniers mois ? ».

<sup>49</sup> Il est à noter que pour les agriculteurs de rente, la proportion de ménages recevant des transferts de Côte d'Ivoire est plus importante que la part des ménages ayant des migrants.



## 4. Envois de fonds, pauvreté et inégalité

Compte tenu de la forte diminution des envois de fonds de Côte d'Ivoire au cours des dernières années, il s'agit de spécifier les relations qui prévalent entre l'évolution de ces derniers et la dynamique de pauvreté et d'inégalité. L'étude, fondée sur les données des deux enquêtes prioritaires de 1998 et 2003, explore plusieurs dimensions analytiques.

### 1. Modélisation des déterminants de la pauvreté et envois de fonds

Dans un premier temps, la présente recherche tente de modéliser, pour les milieux rural et urbain, les déterminants de la pauvreté et du bien-être, afin d'appréhender le rôle des transferts privés en provenance de Côte d'Ivoire. A cet égard, plusieurs approches sont examinées.

En premier lieu, les tableaux A3 et A4, en annexes, affichent les coefficients et les effets marginaux d'une approche logit multinomiale des déterminants de la pauvreté, réalisée pour 1998 et 2003, selon les milieux rural et urbain<sup>50</sup>. Les paramètres pris en compte concernent l'instruction du chef de ménage et des autres membres, les caractéristiques démographiques du chef de ménage et des groupes, le statut à l'égard de la migration de celui qui est à la tête des familles<sup>51</sup>, la proportion d'employés par ménage, le statut du travail du chef de ménage, la localisation géographique, et l'existence d'envois de fonds de Côte d'Ivoire. S'agissant de ce dernier paramètre, il s'agit d'une variable binaire, ayant la valeur 1 si le ménage est *attributaire d'envois de fonds de Côte d'Ivoire s'élevant à au moins 75 pour cent des transferts privés*, et 0 autrement. Pour les deux années, cette situation prévaut pour la majorité des ménages recevant des transferts de Côte d'Ivoire<sup>52</sup>. Par ailleurs, les tableaux A5 et A6 indiquent les probabilités prédites, en fonction des changements structurels et démographiques.

L'examen des tableaux A3 et A4 montre que la plupart des paramètres pris en compte sont statistiquement significatifs, et, corrélativement aux probabilités prédites, affichées aux tableaux A5 et A6, confirment les résultats d'une étude récente sur cette question<sup>53</sup>. La partie haute du tableau 6 résume les résultats inhérents à la variable exprimant l'existence des transferts de Côte d'Ivoire, et appelle plusieurs commentaires.

Tout d'abord, sur un plan économétrique, on notera que les ratios de vraisemblance sont significatifs, à la fois pour les zones rurale et urbaine, ce qui justifie une analyse séparée des déterminants de la pauvreté selon le milieu. Par ailleurs, les coefficients  $\beta$  relatifs au segment des pauvres sont, la plupart du temps significatifs, sauf pour le secteur urbain en 2003. Par contre, les effets marginaux – variation de probabilité – sont peu significatifs, excepté en ce qui concerne les pauvres urbains en 1998.

En fait, dans le cadre de la présente recherche, l'un des enseignements de l'approche multinomiale est de mettre en évidence un changement majeur, au cours de la période 1998-2003, par rapport aux transferts de Côte d'Ivoire. En effet, en 1998, dans les milieux rural et urbain, toutes choses égales par ailleurs – c'est-à-dire en contrôlant par les caractéristiques des chefs de ménage et des familles, précédemment spécifiées –, le log des chances d'être pauvres, plutôt que riches, est *plus élevé* pour les ménages attributaires d'envois de fonds de Côte d'Ivoire s'élevant à au moins 75 pour cent des transferts privés, comparativement aux groupes ne bénéficiant pas – ou quasiment pas – de transferts de ce pays. Les coefficients  $\beta$  relatifs aux pauvres sont *positifs* et significatifs, bien que les effets marginaux, également positifs, ne soient significatifs que dans les villes. Par contre, l'inverse prévaut pour 2003. Toutes choses égales par ailleurs, le log des chances d'être pauvres, plutôt qu'aisés, est *plus faible* pour les ménages bénéficiant d'envois de fonds de Côte d'Ivoire s'élevant à au moins 75 pour cent des transferts privés, comparativement aux groupes qui n'en sont pas attributaires. Les coefficients  $\beta$  relatifs aux pauvres et les effets marginaux sont négatifs. Cependant, ces derniers ne sont pas significatifs, et seul le seuil de signification du coefficient relatif au milieu rural est acceptable. Il en résulte des élasticités de probabilité de pauvreté différenciées selon les deux années. Par exemple, s'agissant du milieu rural, l'élasticité de probabilité de pauvreté est de 0,0034 et -0,0036, respectivement, pour 1998 et 2003. En d'autres termes, la disponibilité de transferts de Côte d'Ivoire, s'élevant à au moins 75 pour cent des transferts privés, accroît la

<sup>50</sup> Le test de l'Hypothèse IIA n'est pas présenté.

<sup>51</sup> Migrants à la recherche de travail ou de terres cultivables en 1998 ; migrants de Côte d'Ivoire en 2003 au cours des 12 derniers mois.

<sup>52</sup> Voir la note 22.

<sup>53</sup> Lacahaud [2003b]. Néanmoins, quelques divergences mineures apparaissent, compte tenu de la spécificité de la variable relative aux transferts dans la présente étude.

**Tableau 6 : Effet des envois de fonds en provenance de Côte d'Ivoire sur le niveau de vie des ménages, selon le milieu et diverses estimations économétriques – Burkina Faso 1998-2003<sup>1</sup>**

Milieu/année	Rural				Urbain			
	1998		2003		1998		2003	
	1 = pauvres	2 = moyens	1 = pauvres	2 = moyens	1 = pauvres	2 = moyens	1 = pauvres	2 = moyens
<b>Régression logistique multinomiale</b>								
Log des chances – $\beta$ – d'appartenir à la strate j (0 à 2) comparativement aux non pauvres – normalisés à 0 –, et variation de probabilité (effet marginal) et élasticité de probabilité, consécutives à la variation de l'existence des transferts (1 = oui ; 0 = non)								
Coefficient – $\beta$	0,2491	0,2964	-0,3225	-0,2774	0,6899	0,2069	-0,7129	0,3167
t ( $\beta$ /erreur type)	2,085*	2,590*	-1,773**	-1,604	2,076*	0,809	-1,311	0,928
Effet marginal	0,0066	0,0278	-0,0315	-0,0109	0,0212*	0,0312	-0,0505	0,0731
t ( $\beta$ /erreur type)	0,356	1,546	-0,914	-0,339	1,972	0,706	-1,549	1,177
Elasticité de probabilité	0,0034	0,0136	-0,0036	-0,0014	0,0295	0,0064	-0,0175	0,0067
Probabilité prédite								
<i>Existence des transferts</i>	0,4661	0,4013	0,4092	0,3310	0,1892	0,2721	0,0898	0,3885
<i>Absence des transferts</i>	0,4019	0,3809	0,4367	0,3408	0,0983	0,2495	0,1473	0,2623
Ratio de vraisemblance	492,887*				335,619*			
<b>Régression multiple linéaire<sup>3</sup></b>								
Coefficient – $\beta$	-0,0386		0,0682		-0,1559		-0,0390	
t ( $\beta$ /erreur type)	-2,124*		1,752**		-2,706*		-0,4750	
Elasticité	-0,0083		0,0034		-0,0074		-0,0009	
Chow <sup>4</sup>	20,717*				18,300*			

(1) Approche fondée sur les données relatives aux ménages. Par ailleurs, les données sur les revenus sont déflatées selon un indice des prix régionaux ; (2) Voir les tableaux A3 à A6 pour les spécifications économétriques relatives aux estimations multinomiales. Les estimations des modèles linéaires sont présentées au tableau A7 ; (3) La variable dépendante est le logarithme des dépenses par tête/ligne de pauvreté – ratio de bien-être. Correction pour hétéroscédasticité – Breusch-Pagan ; (4) Rural 1998/2003, et urbain 1998/2003.  
 Note : \* = significatif à 5 pour cent au moins ; \*\* = significatif entre 5 et 10 pour cent.  
 Source : A partir des bases de données des enquêtes prioritaires 1998 et 2003.

probabilité de pauvreté des ménages de 0,0034 pour cent en 1998, et la réduit de 0,0036 pour cent en 2003. Dans le milieu urbain, les élasticités de probabilité sont, respectivement, de 0,0295 et -0,0175<sup>54</sup>. L'exercice de simulation, générant les probabilités prédites, corrobore ces résultats. S'agissant du secteur rural, les probabilités prédites, respectivement, en présence et en l'absence de transferts de Côte d'Ivoire sont de 0,4661 et 0,4019 en 1998, et de 0,4092 et 0,4367 en 2003.

Un tel résultat conforte les commentaires présentés à l'aide des informations affichées aux tableaux 2 et 3. En 1998, parmi l'ensemble des ménages pauvres, 27,5 pour cent recevaient des transferts de Côte d'Ivoire, pour un montant annuel moyen par tête de 6,7 milliers de F.Cfa<sup>55</sup>. En 2003, ils ne sont plus que 4,8 pour cent à bénéficier d'une redistribution plus faible – 5,1 milliers de F.Cfa par tête et par an. Par ailleurs, bien que tous les segments du niveau de vie aient été touchés par le déclin des transferts de Côte d'Ivoire au cours de la période, il apparaît que les ménages aisés – les 30 pour cent du haut de la distribution – ont été proportionnellement plus épargnés. Ainsi, en 1998, 11,8 pour cent de ces derniers recevaient des fonds de Côte d'Ivoire, contre 4,6 en 2003. Par conséquent, la proportion des pauvres ayant des transferts de Côte d'Ivoire a été divisée par 7,8, contre seulement 2,6 pour les riches.

En deuxième lieu, une approche des déterminants du log du ratio de bien-être – dépenses par tête/ligne de pauvreté –, en fonction des mêmes paramètres que l'estimation non linéaire précédente – tableau A7, en annexes –, conduit à des conclusions identiques<sup>56</sup>. En effet, le bas du tableau 6 montre que, pour l'année 1998, les coefficients des équations du niveau de vie des milieux rural et urbain relatifs aux envois de fonds sont négatifs et significatifs. Par conséquent, toutes choses égales par ailleurs, le niveau de bien-être des ménages est inversement relié au fait qu'ils sont tributaires de transferts en provenance de Côte d'Ivoire<sup>57</sup>. Or, un résultat inverse prévaut pour l'année 2003, les coefficients inhérents aux envois de fonds étant positifs et significatifs – sauf pour le milieu urbain. Ainsi, en 2003, la disponibilité d'envois de fonds de Côte d'Ivoire

<sup>54</sup> Mais, le coefficient  $\beta$  n'est pas significatif pour 2003.

<sup>55</sup> Les pourcentages sont calculés par rapport aux cas renseignés sur l'ensemble des transferts. Toutefois, les écarts par rapport à l'ensemble des ménages sont très faibles.

<sup>56</sup> Soulignons que les tests de Chow significatifs justifient une estimation séparée des équations de niveau de vie selon les milieux rural et urbain.

<sup>57</sup> Dans le cas de l'estimation linéaire, la limite des 75 pour cent de l'ensemble des transferts privés n'est pas retenue en ce qui concerne la variable relative aux transferts de Côte d'Ivoire.

**Tableau 7 : Décomposition du différentiel du logarithme du ratio de bien-être des ménages entre 1998 et 2003 selon le milieu – Burkina Faso 1998-2003<sup>1</sup>**

Paramètre	Rural 2003/1998				Urbain 2003/1998				Ecart brut 2003/1998	
	Dotations – caractéristiques		Fonction – rendement		Dotations – caractéristiques		Fonction – rendement		Rural	Urbain
	Valeur	%	Valeur	%	Valeur	%	Valeur	%		
Constante	-	-	-0,0450	-0,2117	-	-	0,0822	0,9403	-0,0450	0,0822
Instruction du chef <sup>2</sup>	0,0031	-0,0135	-0,0096	-0,0451	0,0225	-0,1004	-0,0840	-0,9608	-0,0065	-0,0615
Instruction autres membres <sup>3</sup>	-0,0018	0,0077	-0,0025	-0,0117	0,0077	-0,0345	0,0558	0,6389	-0,0043	0,0636
Age du chef <sup>4</sup>	0,0100	-0,0437	0,0725	0,3407	0,0024	-0,0107	-0,1999	-2,2873	0,0824	-0,1975
Démographie du chef <sup>5</sup>	0,0014	-0,0060	0,0529	0,2488	0,0019	-0,0084	0,0450	0,5146	0,0543	0,0469
Type de ménage <sup>6</sup>	-0,3111	1,3635	0,4278	2,0122	-0,2717	1,2125	0,1604	1,8351	0,1167	-0,1114
Démographie ménage <sup>7</sup>	0,0608	-0,2665	-0,1215	-0,5716	0,0006	-0,0027	0,0077	0,0877	-0,0607	0,0083
Migrant <sup>8</sup>	-0,0033	0,0146	0,0077	0,0364	-0,0008	0,0036	0,0020	0,0223	0,0044	0,0011
Transferts <sup>9</sup>	-0,0024	0,0106	0,0141	0,0664	0,0023	-0,0104	0,0042	0,0476	0,0117	0,0065
Proportion d'employés/ménage	0,0111	-0,0487	-0,1866	-0,8774	0,0010	-0,0045	-0,0405	-0,4634	-0,1754	-0,0395
Statut du travail <sup>10</sup>	0,0073	-0,0318	-0,0619	-0,2909	0,0127	-0,0565	-0,0889	-1,0176	-0,0546	-0,0763
Région <sup>11</sup>	-0,0032	0,0138	0,0646	0,3036	-0,0028	0,0123	0,1435	1,6423	0,0614	0,1408
Total	-0,2282	14,6282	0,2126	-13,6282	-0,2241	1,6394	0,0874	-0,6394	-0,0156	-0,1367
	-	1,0000	-	1,0000	-	1,0000	-	1,0000	-	-

(1) Voir le tableau A7 et équation A4 ; (2) Base = sans instruction ; (3) Années et (années)<sup>2</sup>, sauf le chef ; (4) Age, (âge)<sup>2</sup> ; (5) sexe – 1 = homme –, et marié – 1 = oui ; (6) Base = monoparental ; (7) Nombre d'individus – (individus)<sup>2</sup> – dans les différentes classes d'âge ; (8) Migrants à la recherche de travail ou de terre cultivable en 1998 ; migrant de Côte d'Ivoire en 2003 au cours des 12 derniers mois ; (9) Oui = 1 – envois de fonds de Côte d'Ivoire ; (10) Base = salarié du public ; les inactifs englobent les apprentis, bénévoles et aides familiaux ; (11) Base = Hauts Bassins pour le rural, et les autres villes pour l'urbain.

Source : A partir des bases de données des enquêtes prioritaires 1998 et 2003 - tableau A7.

affecte positivement le bien-être des ménages, toutes choses égales par ailleurs. Ajoutons que les élasticités du ratio de bien-être rural sont de -0,0083 et 0,0034, respectivement, en 1998 et 2003, ce qui signifie que la disponibilité de transferts de Côte d'Ivoire réduit le niveau de vie de 0,0083 pour cent en 1998, et le rehausse de 0,0034 pour cent en 2003. S'agissant du secteur urbain, les élasticités sont négatives pour les deux années, mais le coefficient  $\beta$  n'est pas statistiquement significatif pour 2003.

En troisième lieu, la décomposition du différentiel du logarithme du ratio de bien-être des ménages entre 1998 et 2003, selon le milieu, fondée sur l'équation A4, en annexes, met en évidence l'effet positif des transferts de Côte d'Ivoire. En effet, alors que le niveau de bien-être des ménages a diminué entre 1998 et 2003, l'impact des transferts a légèrement contrebalancé cette tendance. Dans le milieu rural, l'écart brut du ratio de bien-être dû aux transferts entre les deux dates s'élève à 0,0117, l'effet positif de la fonction – 0,0141 – ayant plus que contrebalancé l'effet négatif des dotations – -0,0024. En d'autres termes, bien que la proportion des ménages ayant des transferts ait chuté au cours de la période<sup>58</sup>, comme cela a été précédemment indiqué, le « rendement » des envois de fonds – c'est-à-dire les effets sur le niveau de vie des ménages, évalués à la moyenne des dotations –, a été plus important en 2003 qu'en 1998. Ce résultat doit être relié au fait qu'en 2003, une proportion quasi-équivalente de ménages pauvres et riches recevaient des transferts de Côte d'Ivoire, alors qu'en 1998 la proportion des premiers était au moins deux fois plus élevée que celle des seconds. En outre, le montant moyen des transferts reçus par les ménages riches est plus important, par tête et par rapport aux dépenses par tête, comparativement aux ménages pauvres. Dans le secteur urbain, l'écart brut du ratio de bien-être de 0,0065, inhérent aux transferts de Côte d'Ivoire entre les deux dates, s'explique par un effet positif à la fois des dotations – 0,0023 –, et des rendements – 0,0042.

En fait, ces différentes estimations économétriques ne permettent pas d'appréhender l'impact des transferts ivoiriens sur la pauvreté au Burkina Faso. Pour cette raison, les sections suivantes tentent d'explorer cette question.

## 2. Effets potentiels des envois de fonds sur la pauvreté

Dans le cadre d'une approche de court terme, qui considère les envois de fonds comme un transfert exogène de revenus, au lieu de les traiter comme des substituts potentiels des gains des ménages, il est possible

<sup>58</sup> Selon le tableau A7, en annexes, l'effet des dotations est :  $-0,0024 = 0,5 * [(0,068 + (-0,039)) * (0,049 - 0,214)]$ . De même, l'effet de la fonction est :  $-0,0141 = 0,5 * [(0,049 + 0,214)] * (0,069 - (-0,039))$ .

**Tableau 8 : Indicateurs de pauvreté des ménages par rapport aux transferts privés des ménages selon l'année, le milieu et le sexe du chef de ménage – pourcentage – Burkina Faso 1994-95**

Paramètre		1998 <sup>1</sup>					2003 <sup>2</sup>				
		Milieu		Sexe du chef		Ensemble	Milieu		Sexe du chef		Ensemble
		Rural	Urbain	Homme	Femme		Rural	Urbain	Homme	Femme	
<b>Indicateurs de pauvreté – ménages – avec envois de fonds</b>											
Ensemble des transferts <sup>6</sup>	Incidence : P0 (erreur type)	0,416 (0,007)	0,103 (0,006)	0,359 (0,006)	0,198 (0,016)	0,345 (0,005)	0,435 (0,007)	0,147 (0,007)	0,381 (0,006)	0,308 (0,018)	0,375 (0,006)
	Profondeur : P1 (erreur type)	0,123 (0,003)	0,024 (0,002)	0,105 (0,002)	0,055 (0,006)	0,101 (0,002)	0,140 (0,003)	0,039 (0,002)	0,120 (0,002)	0,102 (0,007)	0,119 (0,002)
(1)	Inégalité : P2 (erreur type)	0,052 (0,002)	0,009 (0,001)	0,044 (0,001)	0,022 (0,003)	0,042 (0,001)	0,062 (0,002)	0,015 (0,001)	0,053 (0,001)	0,045 (0,004)	0,052 (0,001)
<b>Indicateurs de pauvreté – ménages – sans envois de fonds</b>											
Transferts privés totaux <sup>3</sup>	Incidence : P0 (erreur type)	0,442 (0,007)	0,135 (0,007)	0,381 (0,006)	0,279 (0,018)	0,373 (0,006)	0,442 (0,007)	0,152 (0,007)	0,387 (0,006)	0,325 (0,019)	0,382 (0,006)
	Profondeur : P1 (erreur type)	0,142 (0,003)	0,048 (0,007)	0,122 (0,003)	0,109 (0,010)	0,120 (0,003)	0,144 (0,003)	0,042 (0,003)	0,124 (0,003)	0,107 (0,008)	0,122 (0,002)
(2)	Inégalité : P2 (erreur type)	0,066 (0,002)	0,082 (0,048)	0,067 (0,012)	0,097 (0,031)	0,069 (0,011)	0,065 (0,002)	0,019 (0,003)	0,056 (0,002)	0,048 (0,004)	0,055 (0,002)
Transferts de Côte d'Ivoire <sup>4</sup>	Incidence : P0 (erreur type)	0,434 (0,007)	0,110 (0,006)	0,373 (0,006)	0,226 (0,017)	0,361 (0,006)	0,438 (0,007)	0,148 (0,007)	0,384 (0,006)	0,312 (0,018)	0,378 (0,006)
	Profondeur : P1 (erreur type)	0,134 (0,003)	0,027 (0,002)	0,114 (0,002)	0,070 (0,007)	0,110 (0,002)	0,142 (0,003)	0,039 (0,002)	0,122 (0,002)	0,104 (0,007)	0,120 (0,002)
(3)	Inégalité : P2 (erreur type)	0,060 (0,002)	0,011 (0,001)	0,050 (0,001)	0,031 (0,004)	0,049 (0,001)	0,063 (0,002)	0,015 (0,001)	0,054 (0,001)	0,046 (0,004)	0,053 (0,001)
<b>Variations absolues de la pauvreté</b>											
(2) - (1)	Incidence : P0	0,026	0,032	0,022	0,081	0,028	0,007	0,005	0,006	0,017	0,007
	Profondeur : P1	0,019	0,024	0,017	0,054	0,019	0,004	0,003	0,004	0,005	0,003
	Inégalité : P2	0,014	0,073	0,023	0,075	0,027	0,003	0,004	0,003	0,003	0,003
(3) - (1)	Incidence : P0	0,018	0,007	0,014	0,028	0,016	0,003	0,001	0,003	0,004	0,003
	Profondeur : P1	0,011	0,003	0,009	0,015	0,009	0,002	0,000	0,002	0,002	0,001
	Inégalité : P2	0,008	0,002	0,006	0,009	0,007	0,001	0,000	0,001	0,001	0,001
<b>Statistique <math>\eta</math> relative aux écarts de pauvreté</b>											
(2) - (1)	Incidence : P0	3,045*	3,057*	2,900*	3,644*	3,748*	0,807	0,442	0,732	0,786	0,874
	Profondeur : P1	5,222*	3,464*	4,918*	4,564*	6,124*	1,032	0,728	1,070	0,545	1,188
	Inégalité : P2	6,047*	1,673**	2,160*	1,986**	2,693*	1,228	0,911	1,419	1,419	1,500
(3) - (1)	Incidence : P0	2,098*	0,733	1,873**	1,325	2,139*	0,327	0,092	0,296	0,153	0,323
	Profondeur : P1	3,268*	0,972	2,949*	1,916**	3,340*	0,501	0,104	0,413	0,249	0,466
	Inégalité : P2	3,732*	1,190	3,492*	2,144*	3,900*	0,387	0,107	0,550	0,219	0,578
N	-	6563	1915	7746	732	8478	6732	1768	7809	691	8500

(1) La ligne de pauvreté est de 72 690 F.Cfa par tête et par an ; (2) La ligne de pauvreté est de 82 672 F.Cfa par tête et par an ; (3) Ensemble des transferts privés – dons, cadeaux et mandats – en provenance du Burkina Faso – rural et urbain –, de l'étranger – Côte d'Ivoire, France et autres pays –, et autres transferts – jeu de hasard, mariage, héritage ; (4) Transferts privés en provenance uniquement de Côte d'Ivoire ; (5) Voir Kakwani [1990] ; (6) Y compris les transferts institutionnels.

Note : \* = significatif à 5 pour cent au moins ; \*\* = significatif entre 5 et 10 pour cent.

Source : A partir des bases de données des enquêtes prioritaires 1998 et 2003.

d'évaluer, pour les deux années, les indicateurs de pauvreté, en présence et en l'absence de « redistribution » de Côte d'Ivoire. Les résultats obtenus, en fonction du type de transferts, du milieu de résidence et du sexe du chef de ménage, sont affichés au tableau 8, et suggèrent plusieurs commentaires.

Premièrement, il apparaît qu'en l'absence de l'ensemble des transferts privés, l'incidence de la pauvreté aurait été supérieure de 2,8 points de pourcentage en 1998, contre seulement 0,7 point de pourcentage en 2003. Les autres indicateurs de pauvreté s'inscrivent dans cette évolution. Par exemple, la profondeur de la pauvreté se serait accrue de 1,9 point de pourcentage en 1998, en l'absence de tous les transferts privés, mais seulement de 0,3 point de pourcentage en 2003. En outre, l'existence d'un différentiel d'impact potentiel des transferts entre les deux dates est renforcée par la prise en compte des statistiques  $\eta$ , qui teste l'hypothèse nulle que les écarts de pauvreté des deux échantillons sont significatifs. En effet, le tableau 8 montre que cette hypothèse ne peut être rejetée en 1998, alors que l'inverse prévaut en 2003.

Dans ce contexte, la prise en considération des seuls envois de fonds de Côte d'Ivoire conduit à des conclusions similaires. En l'absence de transferts de Côte d'Ivoire, l'incidence de la pauvreté aurait augmenté de 1,6 point de pourcentage en 1998, un écart validé par la statistique  $\eta$  – 2,139. Or, en 2003, l'absence des transferts ivoiriens ne rehausse le ratio de pauvreté que de 0,3 point de pourcentage, et l'écart potentiel n'est

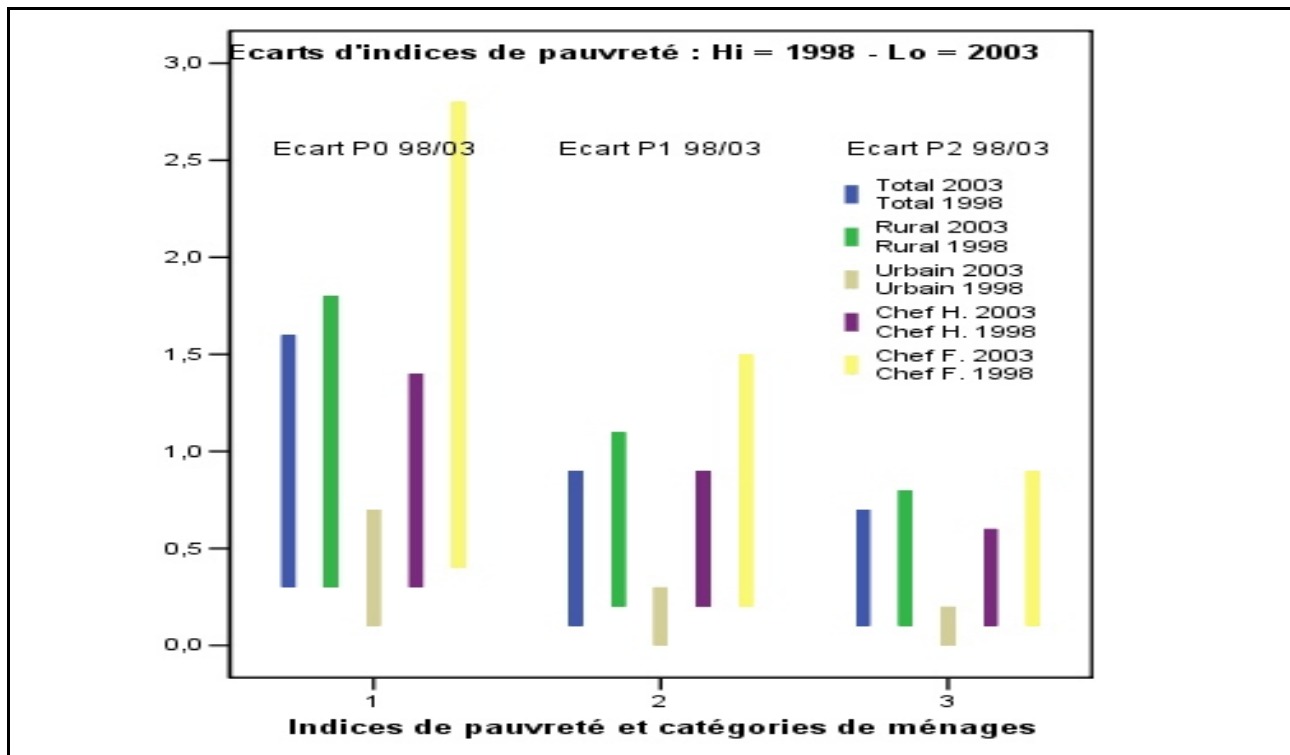


Figure 1 : Différentiel d'impact potentiel des envois de fonds de Côte d'Ivoire des indices de pauvreté des ménages selon l'année, le milieu et le sexe du chef de ménage – Burkina Faso 1998-2003

pas statistiquement significatif –  $\eta = 0,323$ . De même, en l'absence de redistribution de Côte d'Ivoire en 1998, les différentiels de profondeur et d'inégalité de pauvreté sont de 0,9 et 0,7 point de pourcentage – statistiquement significatifs –, et seulement de 0,1 point de pourcentage – statistiquement non significatifs – pour ces mêmes indicateurs en 2003. Par conséquent, on peut en déduire que le déclin des envois de fonds de Côte d'Ivoire entre 1998 et 2003 a amenuisé leurs effets potentiels de rehaussement du bien-être des ménages. Toutes choses égales par ailleurs, la « perte d'effet potentiel » de la réduction des envois de fonds de Côte d'Ivoire, en termes de réduction du ratio de pauvreté, est de 1,3 point de pourcentage –  $1,6 - 0,3$  –, et s'élève à 2,1 points de pourcentage –  $2,8 - 0,7$  –, lorsque l'ensemble des transferts est pris en compte. Ces résultats sont à rapprocher de l'augmentation significative de 3 et 1,8 points de pourcentage, respectivement, du ratio et de la profondeur de la pauvreté des ménages entre 1998 et 2003<sup>59</sup>.

Ces conclusions semblent confirmées par une analyse économétrique, non présentée dans l'étude, consacrée à l'estimation, par les moindres carrés ordinaires, d'une équation du niveau de vie des ménages *n'ayant pas* de transferts de Côte d'Ivoire, afin d'imputer le niveau de bien-être *escompté* aux familles attributaires d'une telle redistribution, et de calculer de nouveaux indices des privations<sup>60</sup>. A cet égard, les écarts de pauvreté entre les niveaux *réels* et *simulés* apparaissent plus importants pour 1998, comparativement à 2003. Par exemple, pour 1998, les niveaux simulés des ratios pauvreté des ménages ruraux et urbains sont, respectivement, de 40,5 et 9,7 pour cent, contre 41,6 et 10,3 en ce qui concerne les valeurs observées. Or, pour 2003, les mêmes grandeurs simulées sont, respectivement, de 43,4 et 14,5 pour cent, alors que les valeurs réelles s'élèvent à 43,5 et 14,7 pour cent. Il est à remarquer que les niveaux de pauvreté simulés sont *inférieurs* aux niveaux réels, puisque la procédure conduit à imputer les niveaux de vie des ménages ne recevant pas de transferts à ceux qui en bénéficient, en fonction des *rendements* des caractéristiques des premiers – coefficients – et du *niveau* des caractéristiques des seconds – dotations. Ainsi, en 2003, l'absence d'envois de fonds ne modifie quasiment pas la pauvreté, contrairement à ce qui prévaut en 1998.

L'analyse selon le milieu et le sexe du chef de ménage, affichée au tableau 8, suggère quelques commentaires supplémentaires<sup>61</sup>. Tout d'abord, on constate que, indépendamment du milieu ou du sexe du chef

<sup>59</sup> En effet, le ratio de pauvreté des ménages est passé de 34,5 à 37,5 pour cent entre 1998 et 2003. De même, P1 est passé de 10,1 à 11,9 pour cent au cours de cette période. Lachaud [2003b].

<sup>60</sup> Les paramètres sont identiques à ceux qui figurent au tableau A7, en annexes. Toutefois, la variable binaire relative aux transferts de Côte d'Ivoire teste l'existence de ces derniers, et non une proportion égale à au moins 75 pour cent des transferts privés. Les résultats peuvent être fournis sur simple demande.

<sup>61</sup> L'analyse selon les régions n'est pas présentée.

de ménage, l'impact potentiel des envois de fonds de Côte d'Ivoire sur la pauvreté est plus élevé en 1998 qu'en 2003, et que les écarts sont statistiquement significatifs – contrairement à 2003. Par exemple, s'agissant du milieu rural, le différentiel d'effet des transferts ivoiriens en termes du ratio de pauvreté est de 1,8 point de pourcentage –  $\eta = 2,098$  – en 1998, mais seulement de 0,3 point de pourcentage –  $\eta = 0,327$  – en 2003. Ensuite, la perte d'effet potentiel est plus importante dans le secteur rural, comparativement au secteur urbain. En effet, dans les campagnes, le différentiel du ratio de pauvreté est de 1,5 point de pourcentage –  $1,8 - 0,3$  –, contre 0,6 points de pourcentage –  $0,7 - 0,1$  – dans les villes. Ce résultat est cohérent avec les commentaires précédents, selon lesquels la part des envois de fonds de Côte d'Ivoire dans l'ensemble des transferts privés pour les ménages dont le chef est agriculteur de subsistance a considérablement baissé, alors que beaucoup de ménages moins touchés par les privations, et ayant une plus grande propension à résider dans les villes, semblent recevoir en 2003 proportionnellement plus de transferts de Côte d'Ivoire qu'en 1998 – tableau 2. Enfin, on observe que l'impact potentiel des transferts de Côte d'Ivoire est plus important pour les ménages gérés par une femme, comparativement à leurs homologues masculins, surtout pour 1998. Ainsi, pour cette année, l'absence de transferts en provenance de Côte d'Ivoire rehausse le ratio de pauvreté de 2,8 points de pourcentage dans les premiers – non significatif –, contre 1,4 point de pourcentage dans les seconds –  $\eta = 1,873$ . En fait, les seuils de signification sont plus élevés pour P1 et P2. En ce qui concerne 2003, l'effet du sexe est quasi-inexistant.

La figure 1 résume quelques aspects des effets potentiels des envois de fonds de Côte d'Ivoire sur le ratio de pauvreté des ménages. L'interprétation est assez simple. Par exemple, s'agissant de P0, la première barre se rapporte à l'ensemble des ménages. L'écart pour 1998 est de 1,6 point de pourcentage – ordonnée du haut de la barre –, tandis que pour 2003, le différentiel n'est que de 0,3 point de pourcentage – ordonnée du bas de la barre.

### 3. Impact effectif des envois de fonds sur la pauvreté : une approche économétrique spatio-temporelle

La présente étude mobilise l'économétrie spatiale afin de tenter d'appréhender plus spécifiquement l'impact de la dynamique des envois de fonds de Côte d'Ivoire entre 1998 et 2003 sur la pauvreté des ménages. Dans cette optique, trois orientations analytiques sont poursuivies.

En premier lieu, il s'agit d'étudier la sensibilité des mesures FGT de la pauvreté aux transferts reçus par les ménages. A cet égard, en vue d'une analyse comparative, l'approche est menée à la fois pour l'ensemble des transferts privés – hors transferts institutionnels – et pour ceux qui émanent uniquement de Côte d'Ivoire. Plus précisément, pour les 45 provinces, la modélisation examine l'effet du logarithme des transferts par tête régionaux sur le logarithme de l'indice de pauvreté régionale, en contrôlant par deux paramètres – le taux d'urbanisation, et l'indice Gini des dépenses par tête –, exprimés également sous forme logarithmique, et un trend inhérent à l'année de l'enquête prioritaire. De ce fait, le coefficient relatif aux transferts équivaut à l'élasticité de la pauvreté par rapport au volume des transferts. Le tableau 9 affiche la configuration des modèles mis en oeuvre, et les résultats obtenus.

Sur un plan économétrique, l'estimation des modèles auto-régressifs mixtes et avec erreurs spatiales est justifiée par la présence d'auto-corrélation spatiale<sup>62</sup>. En effet, dans le premier cas – colonnes (1), (3), (5), (7), (8) et (9) –, le coefficient de la variable dépendante spatialement retardée est statistiquement significatif, ainsi que les valeurs du rapport de vraisemblance LR (lag), quels que soient l'indice de pauvreté et le type de transferts. Par exemple, en ce qui concerne les transferts de Côte d'Ivoire et P0,  $LR(lag) = 4,99 (0,025)$ . Dans le second cas – colonnes (2), (4), (6) –, les coefficients  $\lambda$  sont significatifs, tout comme les valeurs du rapport de vraisemblance – LR (error). En outre, dans la plupart des cas, le test de Wald de l'hypothèse du facteur commun est significatif – et supérieur à LR –, d'où la possibilité d'une incohérence dans le modèle d'erreurs spatiales, et, par conséquent, son caractère peut-être inadapté. Par ailleurs, les tests de Breusch-Pagan dénotent la présence d'hétéroscédasticité, malgré la prise en compte de la dépendance spatiale.

Dans ce contexte, le tableau 9 montre que la variable relative aux transferts régionaux est négative et significative dans tous les modèles, ce qui signifie que le processus de redistribution joue un rôle en matière de réduction de l'incidence, de la profondeur ou de l'inégalité de la pauvreté régionale. S'agissant des envois de fonds de Côte d'Ivoire, lorsque l'on contrôle par l'année de l'enquête, le taux d'urbanisation et l'inégalité des dépenses par tête au niveau régional, les modèles auto-régressifs suggèrent des élasticités de  $-0,141$ ,  $-0,177$  et

<sup>62</sup> Les modèles de régression classiques et les tests de dépendance spatiale – I de Moran, et Lagrange, par exemple – ne sont pas présentés.

**Tableau 9 : Coefficients de régression des déterminants de la pauvreté régionale – Burkina Faso 1998-2003**

Modèle	Variable dépendante : log des indicateurs FGT de pauvreté																	
	Transferts de Côte d'Ivoire									Ensemble des transferts privés – hors institutionnels								
	Incidence – P0			Intensité – P1			Inégalité – P2			P0		P1		P2				
	ML spatial lag model <sup>5</sup>		error model <sup>5</sup>	ML spatial lag model <sup>5</sup>		error model <sup>5</sup>	ML spatial lag model <sup>5</sup>		error model <sup>5</sup>	ML spatial lag model <sup>5</sup>		error model <sup>5</sup>	ML spatial lag model <sup>5</sup>		error model <sup>5</sup>	ML spatial lag model <sup>5</sup>		
Paramètre	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)		(6)		(7)		(8)		(9)	
	β	t <sup>1</sup>	β	t <sup>1</sup>	β	t <sup>1</sup>	β	t <sup>1</sup>	β	t <sup>1</sup>	β	t <sup>1</sup>	β	t <sup>1</sup>	β	t <sup>1</sup>	β	t <sup>1</sup>
Constante	0,465	0,835	-0,015	-0,028	0,466	0,608	-0,581	-0,815	0,505	0,521	-0,996	-1,136	2,241	2,992*	2,969	3,037*	3,631	2,993*
Trend <sup>2</sup>	0,044	0,450	0,050	0,516	0,092	0,732	0,099	0,792	0,128	0,830	0,138	0,892	-0,091	-0,965	-0,087	-0,736	-0,093	-0,642
Log taux urbanisation <sup>3</sup>	-0,101	-2,029*	-0,100	-2,112*	-0,075	-1,168	-0,069	-1,130	-0,048	-0,615	-0,036	-0,481	-0,097	-2,110*	-0,069	-1,202	-0,041	-0,577
Log Gini dépenses/tête <sup>4</sup>	-0,122	-0,441	-0,070	-0,243	0,288	0,809	0,384	1,042	0,567	1,293	0,722	1,591	0,228	0,847	0,800	2,387*	1,200	2,903*
Log transferts/tête CI <sup>6</sup>	-0,141	-2,820*	-0,132	-2,605*	-0,177	-2,749*	-0,162	-2,478*	-0,206	-2,601*	-0,182	-2,778*	-0,299	-4,483*	-0,372	-4,496*	-0,437	-4,280*
Log trans./tête totaux <sup>7</sup>	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ρ <sup>9</sup>	0,431	2,647*	-	-	0,441	2,722*	-	-	0,452	2,811*	-	-	0,346	2,038*	0,498	3,380*	0,548	3,926*
λs <sup>10</sup>	-	-	0,402	2,305*	-	-	0,411	2,377*	-	-	0,436	2,584*	-	-	-	-	-	-
Log vraisemblance	-49,49		-48,93		-70,30		-69,70		-87,48		-86,66		-49,78		-70,18		-89,30	
R <sup>2</sup> ajusté/Schwartz <sup>8</sup>	0,188/-125,42		0,126/-119,89		0,164/-167,04		0,105/-161,43		0,150/-201,40		0,096/-195,35		0,259/-126,56		0,278/-167,37		0,275/-205,59	
Hétéroscédasticité:																		
Breusch-Pagan spatial	29,52 (0,000)		27,21 (0,000)		19,65 (0,000)		18,20 (0,001)		12,86 (0,012)		12,63 (0,013)		42,03 (0,000)		29,02 (0,000)		21,48 (0,000)	
Dép. spatiale :																		
LM-LR (error) <sup>11</sup>	0,23 (0,630)		6,12 (0,013)		0,51 (0,475)		6,30 (0,012)		0,40 (0,524)		6,93 (0,008)		2,07 (0,149)		4,29 (0,038)		4,77 (0,029)	
LR-LM (lag) <sup>12</sup>	4,99 (0,025)		1,77 (0,184)		5,10 (0,024)		1,36 (0,243)		5,28 (0,021)		0,74 (0,388)		6,67 (0,055)		9,15 (0,002)		11,74 (0,000)	
Test facteur commun :																		
LR	-		4,52 (0,339)		-		6,77 (0,148)		-		9,17 (0,057)		-		-		-	
Wald	-		7,75 (0,101)		-		10,11 (0,038)		-		12,77 (0,012)		-		-		-	
N	82		82		82		82		82		82		90		90		90	

(1) Probabilité « two-tailed » que le coefficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le β et l'erreur type ; (2) Variable binaire : 2003 = 1 ; (3) Log du ratio de la population urbaine sur la population totale d'une province ; (4) Log du coefficient de Gini des dépenses par tête d'une province ; (5) Les modèles (1), (3), (5), (7), (8) et (9), d'une part, et (2), (4) et (6), d'autre part, se réfèrent, respectivement, au modèle spatial auto-régressif – incorporation d'une variable dépendante spatialement retardée – et au modèle avec terme aléatoire spatialement dépendant ; (6) Log de la moyenne régionale des transferts par tête de Côte d'Ivoire, pour les ménages bénéficiant des transferts. Le total des régions ayant des transferts positifs est de 82 – 43 en 1998 et 39 en 2003 ; (7) Log de la moyenne régionale des transferts privés par tête totaux, pour les ménages bénéficiant des transferts ; (8) Critère de Schwartz pour correction du maximum de vraisemblance – le meilleur modèle est celui pour lequel la valeur est la plus faible. Par ailleurs, dans le cas des modèles avec dépendance spatiale, le R<sup>2</sup> est un pseudo R<sup>2</sup> ; (9) ρ est le coefficient de W\*P<sub>t</sub> – voir annexes ; (10) λs est le coefficient de Wε<sub>t</sub> – voir annexes ; (11) Test de dépendance spatiale avec erreur ; (12) Test de dépendance spatiale avec variable dépendante retardée ; (12) Le modèle avec erreur spatiale est un cas particulier du modèle auto-régressif, ou « modèle du facteur commun ». L'équation A6, en annexes, peut s'écrire, sans contrainte : P<sub>jt</sub> = λ<sub>s</sub>W P<sub>jt</sub> + X<sub>jt</sub>β + λ<sub>s</sub>WX Y<sub>t</sub> + ζ<sub>jt</sub>. La spécificité du modèle est la contrainte non linéaire des coefficients : (i) spatialement retardé (λ<sub>s</sub>) ; (ii) des variables explicatives (β) ; (iii) et des variables explicatives spatialement retardées (Y<sub>t</sub>). Le test est : H0 : λ<sub>s</sub>\*β = γ<sub>t</sub>. Si la statistique est significative, le modèle avec erreur spatiale est inapproprié. En effet, la validité de la formulation du modèle de l'erreur spatiale implique que les coefficients de WX soient égaux au produit du coefficient de WP par les coefficients de X, précédés du signe moins.

Note : \* = significatif à 5 pour cent au moins ; \*\* = significatif entre 5 et 10 pour cent.

Source : A partir des bases de données des enquêtes prioritaires 1998 et 2003.

-0,206, respectivement, pour l'incidence, la profondeur et l'inégalité de la pauvreté – colonnes (1), (3) et (5). En d'autres termes, toutes choses égales par ailleurs, une réduction de 10 pour cent des envois de fonds régionaux par tête de Côte d'Ivoire induit une élévation du taux de pauvreté régionale de 1,41 pour cent. A cet égard, en tenant compte d'une réduction du volume des transferts réels de Côte d'Ivoire de 67,8 pour cent entre 1998 et 2003 – tableau 4 –, une élasticité de P0 de -0,141 implique une élévation du ratio de pauvreté des ménages de 9,6 pour cent au cours de la période. Cette estimation est proche de la variation observée de la pauvreté au cours de cette dernière : 8,7 pour cent. De même, alors que la profondeur de la pauvreté s'est élevée de 17,8 pour cent entre 1998 et 2003, une valeur de l'élasticité de -0,177 conduit à une croissance de P1 de 12,0 pour cent<sup>63</sup>. Ces résultats appellent deux commentaires additionnels. Premièrement, la prise en compte des modèles à erreurs spatiales génère des élasticité légèrement plus faibles : -0,132, -0,162 et -0,182 – colonnes (2), (4) et (6). De ce fait, les simulations quant à la des indices de pauvreté, prenant en considération l'ampleur de la réduction des transferts ivoiriens, sont plus proches des valeurs effectives. Par exemple, une élasticité des envois de fonds ivoiriens de -0,132 implique une croissance de l'incidence de la pauvreté de 8,9 pour cent. Deuxièmement, on observe que les élasticité croissent avec le coefficient d'aversion pour la pauvreté. La prise en compte de l'ensemble des transferts, consécutivement aux modèles auto-régressifs mixtes, met en évidence des élasticité sensiblement plus élevées, et également croissantes avec le coefficient d'aversion pour la pauvreté : -0,299, -0,372 et -0,437, respectivement – colonnes (7) à (9). Finalement, on notera que parmi les variables de contrôle, seul le log du taux d'urbanisation régional est négatif et significatif pour P0.

En deuxième lieu, bien que l'analyse précédente spécifie la sensibilité de la pauvreté régionale à l'égard des transferts, elle ne permet pas de déceler réellement l'existence de changements structurels entre 1998 et

<sup>63</sup> Lachaud [2003]. De même, la valeur de l'élasticité de P2, calculée à l'aide du modèle auto-régressif, implique une augmentation de l'inégalité de la pauvreté de 14,0 pour cent, contre une variation réelle de 23,8 pour cent au cours de la période.

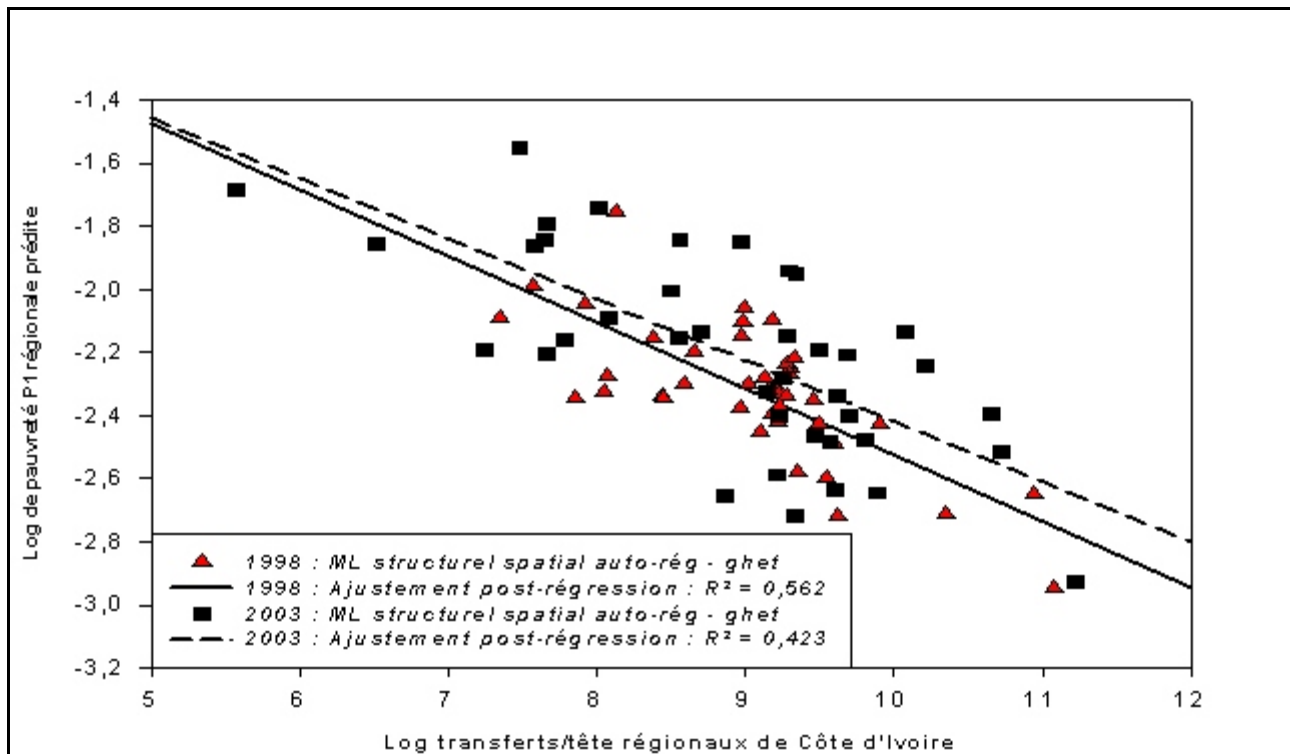


Figure 2 : Log de l'inégalité de la pauvreté régionale prédite selon le log des transferts régionaux par tête de Côte d'Ivoire et le régime spatio-temporel – Burkina Faso 1998-2003

Tableau 10 : Coefficients de régression des estimations en termes de régimes spatio-temporels des déterminants de la pauvreté régionale – Burkina Faso 1998-2003

Modèle	Variable dépendante : log des indicateurs FGT de pauvreté <sup>2</sup>											
	Transferts de Côte d'Ivoire						Ensemble des transferts privés – hors institutionnels					
	ML spatial lag model - het. - Changement structurel : date <sup>5</sup>											
	Incidence – P0 (1)		Intensité – P1 (2)		Inégalité – P2 (3)		Incidence – P0 (4)		Intensité – P1 (5)		Inégalité – P2 (6)	
Paramètre	$\beta$	$t^1$	$\beta$	$t^1$	$\beta$	$t^1$	$\beta$	$t^1$	$\beta$	$t^1$	$\beta$	$t^1$
Constante_0	0,017	0,023	0,058	0,054	0,217	0,148	2,312	2,544*	2,638	1,976*	3,390	1,813**
Log taux urbanisation_0 <sup>3</sup>	-0,149	-2,683*	-0,131	-1,649**	-0,116	-1,067	-0,154	-3,110*	-0,124	-1,728**	-0,098	-0,981
Log Gini dépenses/tête_0 <sup>6</sup>	-0,683	-2,338*	-0,454	-1,087	-0,255	-0,444	-0,171	-0,581	0,237	0,556	0,637	1,070
Log transferts/tête CI_0 <sup>6</sup>	-0,141	-2,117*	-0,198	-2,090*	-0,260	-1,995*	-	-	-	-	-	-
Log trans./tête totaux_0 <sup>7</sup>	-	-	-	-	-	-	-0,333	-4,313*	-0,377	-3,380*	-0,460	-2,953*
Constante_1	1,035	1,337	1,145	1,180	1,083	0,941	2,134	1,982*	3,080	2,431*	3,562	2,430*
Log taux urbanisation_1 <sup>3</sup>	-0,085	-1,069	-0,064	-0,668	-0,039	-0,349	-0,072	-0,969	-0,046	-0,526	-0,022	-0,225
Log Gini dépenses/tête_1 <sup>6</sup>	0,553	1,167	1,193	2,078*	1,572	2,388*	0,692	1,579	1,394	2,727*	1,822	3,112*
Log transferts/tête CI_1 <sup>6</sup>	-0,125	-1,736**	-0,145	-1,668**	-0,160	-1,600	-	-	-	-	-	-
Log trans./tête totaux_1 <sup>7</sup>	-	-	-	-	-	-	-0,234	-2,247*	-0,318	-2,611*	-0,370	-2,654*
$\rho^8$	0,505	3,411*	0,476	2,994*	0,447	2,663*	0,488	3,408*	0,570	4,174*	0,571	4,072*
Log vraisemblance	-43,58		-66,24		-84,95		-42,43		-66,52		-87,64	
R <sup>2</sup> /Schwartz <sup>9</sup>	0,256/-126,83		0,230/-172,47		0,200/-209,57		0,315/-125,35		0,321/-173,54		0,300/-215,78	
Instabilité structurelle - Chow - Wald	5,31 (0,257)		6,23 (0,183)		5,69 (0,223)		5,94 (0,203)		4,66 (0,323)		3,50 (0,478)	
Stabilité coef. individuels :	0,963 (0,326)		0,635 (0,425)		0,250 (0,617)		0,016 (0,898)		0,060 (0,806)		0,050 (0,941)	
Log taux urbanisation	0,434 (0,510)		0,283 (0,594)		0,249 (0,618)		0,855 (0,355)		0,489 (0,484)		0,292 (0,589)	
Log Gini dépenses/tête	4,932 (0,026)		5,383 (0,020)		4,384 (0,036)		2,674 (0,102)		3,021 (0,082)		2,014 (0,155)	
Log transferts/tête CI	0,027 (0,869)		0,171 (0,678)		0,372 (0,542)		0,576 (0,448)		0,129 (0,719)		0,187 (0,665)	
Log trans./tête totaux	-		-		-		-		-		-	
Hétéroscédasticité :	6,47 (0,011)		2,38 (0,122)		0,18 (0,668)		10,02 (0,001)		3,33 (0,068)		0,30 (0,586)	
LR - groupes (date)	82		82		82		90		90		90	

(1) Probabilité « two-tailed » que le coefficient soit égal à zéro. Le  $t$  est le rapport entre le  $\beta$  et l'erreur type ; (2) Les variables ayant l'indice\_0 se réfèrent à 1998, tandis que celles avec l'indice\_1 sont relatives à 2003 = 1 ; (3) Log du ratio de la population urbaine sur la population totale d'une province ; (4) Log du coefficient de Gini des dépenses par tête d'une province ; (5) Modèle avec erreur spatial auto-régressif – incorporation d'une variable dépendante spatialement retardée – avec hétéroscédasticité et selon le régime spatio-temporel inhérent à l'année de l'enquête ; (6) Log de la moyenne régionale des transferts par tête de Côte d'Ivoire, pour les ménages bénéficiant des transferts. Le total des régions ayant des transferts positifs est de 82 – 43 en 1998 et 39 en 2003 ; (7) Log de la moyenne régionale des transferts privés par tête totaux, pour les ménages bénéficiant des transferts ; (8)  $\rho$  est le coefficient de  $W^*P_i$  – voir annexes ; (9) Critère de Schwartz pour correction du maximum de vraisemblance – le meilleur modèle est celui pour lequel la valeur est la plus faible. Par ailleurs, dans le cas des modèles avec dépendance spatiale, le  $R^2$  est un pseudo  $R^2$  ; (10) Test de dépendance spatiale avec erreur ; (11) Test de dépendance spatiale avec variable dépendante retardée.

Note : \* = significatif à 5 pour cent au moins ; \*\* = significatif entre 5 et 10 pour cent.

Source : A partir des bases de données des enquêtes prioritaires 1998 et 2003.



2003 en ce qui concerne les privations régionales. D'ailleurs, dans les différents modèles présentés au tableau 9, les coefficients du trend ne sont pas significatifs, tout en étant positifs dans le cas des envois de fonds de Côte d'Ivoire. Pour cette raison, l'étude mobilise des modèles à régimes spatiaux, exécutés en estimant conjointement les coefficients des deux régimes. En fait, dans le cas présent, il s'agit plutôt d'une forme limitée de modèles spatio-temporels, dans la mesure où les régimes se réfèrent à des données temporelles – les années des enquêtes prioritaires. Par ailleurs, les modèles auto-régressifs utilisés prennent en compte l'hétéroscédasticité appréhendée par rapport aux différents régimes. Le tableau 10 présente les coefficients et divers diagnostics des estimations relatives aux deux régimes : 1998 et 2003. Les variables inhérentes aux deux régimes sont identiques à celles figurant au tableau 9, excepté le trend, et sont distinguées par les suffixes « \_0 » pour 1998, et « \_1 » pour 2003. Sur un plan économétrique, on constate que la qualité de l'estimation des modèles avec régimes est un peu meilleure que celle réalisée en l'absence de spécification des régimes, les log de vraisemblance et les pseudo-R<sup>2</sup> étant plus élevés pour les premiers. Par ailleurs, les divers coefficients de la variable dépendante spatialement retardée, statistiquement significatifs, suggèrent l'existence d'une dépendance spatiale<sup>64</sup>.

Dans ce contexte, l'examen des coefficients affichés au tableau 10 suggère plusieurs observations. Premièrement, les coefficients relatifs aux envois de fonds de Côte d'Ivoire sont négatifs et significatifs au seuil de signification habituel, sauf pour P2 du régime de 2003. Par conséquent, comme précédemment, la baisse des transferts de Côte d'Ivoire entraîne une élévation des privations des ménages. Toutefois, les coefficients de 1998 apparaissent plus élevés que ceux de 2003. En d'autres termes, les élasticités de la pauvreté régionale par rapport aux transferts de Côte d'Ivoire sont plus élevées en 1998 qu'en 2003. Par exemple, en 1998, une réduction de 10 pour cent des transferts de Côte d'Ivoire implique, toutes choses égales par ailleurs, une élévation du ratio de pauvreté régionale de 1,41 pour cent. Or, en 2003, la sensibilité n'est que de 1,25 pour cent. En fait, le test de Chow spatial montre que l'hypothèse nulle d'égalité conjointe des coefficients des deux régimes ne peut être rejetée. La valeur de cette statistique du Chi<sup>2</sup> à quatre degrés de liberté est de 5,31 (0,257), 6,23 (0,183) et 5,69 (0,223), respectivement, pour P0, P1 et P2 – colonnes (1) à (3). On remarque aussi que l'égalité de chaque coefficient doit être acceptée, sauf en ce qui concerne le coefficient de l'indice de Gini des dépenses par tête. En d'autres termes, l'analyse économétrique spatio-temporelle semble montrer l'absence de différence significative quant à la relation entre le niveau de la pauvreté et les transferts de Côte d'Ivoire sur un plan régional pour chaque régime, c'est-à-dire entre 1998 et 2003. La figure 2 exprime la relation entre le log de la profondeur de la pauvreté régionale prédite par le modèle auto-régressif et le log des envois de fonds de Côte d'Ivoire pour les deux régimes. Deuxièmement, la prise en considération de l'ensemble des transferts privés produit des conclusions identiques. Tous les coefficients du log des transferts sont négatifs et significatifs, ce qui implique également une relation inverse entre le montant des transferts reçus par les ménages et les mesures de la pauvreté. En outre, les coefficients du log des transferts sont plus faibles pour l'année 2003, mais, comme précédemment, le test de Chow spatial rejette cette hypothèse. Troisièmement, l'estimation économétrique montre que, pour 1998, le taux d'urbanisation est, toutes choses égales par ailleurs, inversement relié au ratio de pauvreté et, dans une moindre mesure, à la profondeur de cette dernière. Or, pour 2003, ces coefficients ne sont pas significatifs. Quatrièmement, l'interférence de l'inégalité des dépenses par tête est intéressante à souligner, notamment en ce qui concerne les estimations relatives aux transferts de Côte d'Ivoire. En effet, en 1998, toutes choses égales par ailleurs, l'augmentation de l'inégalité des dépenses par tête réduit la pauvreté, en particulier P0. Or, en 2003, les coefficients inhérents au log de l'inégalité sont positifs et significatifs en ce qui concerne P1 et P2. En même temps, le test de Chow spatial montre que les coefficients relatifs à l'inégalité des dépenses par tête sont statistiquement différents entre les deux dates. Le fait que la part relative des ménages riches ayant des transferts de Côte d'Ivoire soit plus élevée en 2003 qu'en 1998, peut contribuer à expliquer cette différence, qui prévaut également lorsque tous les transferts sont considérés.

En troisième lieu, l'absence de changements structurels significatifs selon les régimes spatio-temporels de 1998 et 2003, conduit à tester une approche en termes de *différences*. A cet égard, le tableau 11 affiche les résultats d'une estimation économétrique reliant, d'une part, la variation du log de la pauvreté entre 1998 et 2003, et, d'autre part, la variation du log des transferts par tête – transferts totaux et de Côte d'Ivoire – au cours de la même période. Néanmoins, d'autres paramètres sont pris en compte dans la modélisation, également en termes de variation logarithmique. En effet, l'impact de la croissance des transferts sur l'évolution de la pauvreté dépend aussi de la variation des dépenses et de l'inégalité. De ce fait, deux variables d'interaction sont prises en compte dans les modèles : (i) le produit de la variation du log des transferts par la variation du log des dépenses par tête ; (ii) le produit de la variation du log des transferts par la variation du log de l'inégalité des dépenses par tête.

<sup>64</sup> En outre, dans la plupart des modèles, le test du rapport de vraisemblance montre l'existence d'une hétéroscédasticité.

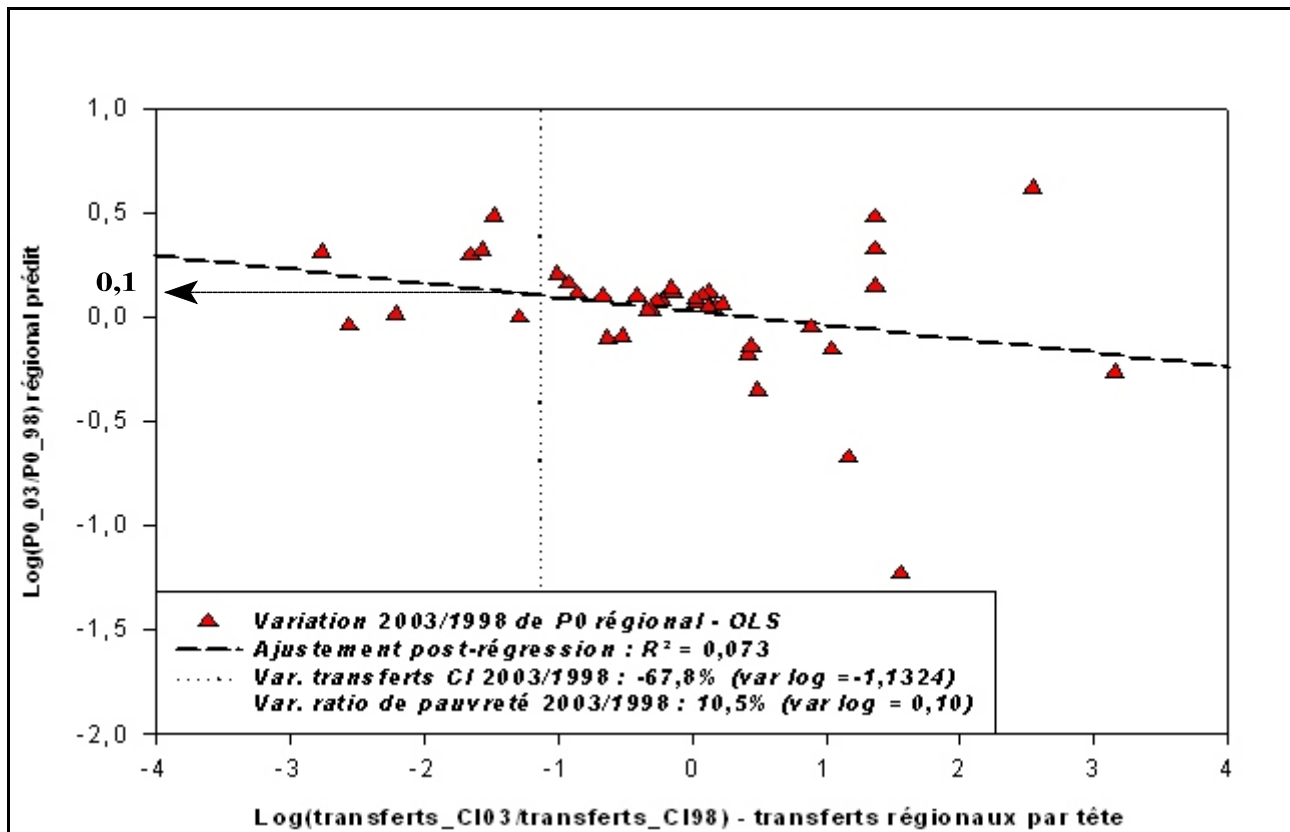


Figure 3 : Log de la variation du ratio de pauvreté régional prédit selon la variation du log des transferts de Côte d'Ivoire régionaux – Burkina Faso 1998-2003

Tableau 11 : Coefficients de régression des déterminants de la variation de la pauvreté régionale – Burkina Faso 1998-2003

Modèle	Variable dépendante : taux de croissance des indicateurs FGT de pauvreté – 2003/1998											
	Transferts de Côte d'Ivoire						Ensemble des transferts privés – hors institutionnels					
	P0 – OLS (1)		P1 – OLS (2)		P2 – OLS (3)		P0 – OLS (4)		P1 – OLS (5)		P2 – OLS (6)	
Paramètre	$\beta$	$t^1$	$\beta$	$t^1$	$\beta$	$t^1$	$\beta$	$t^1$	$\beta$	$t^1$	$\beta$	$t^1$
Constante	0,090	1,340	0,125	1,373	0,137	1,220	-0,037	-0,406	-0,024	-0,215	-0,026	-0,199
$\Delta \log$ (urbanisation) <sup>2</sup>	0,140	0,398	-0,022	-0,045	-0,180	-0,307	-0,166	-0,396	-0,346	-0,682	-0,513	-0,866
$\Delta \log$ (transferts/tête Côte d'Ivoire) <sup>3</sup>	-1,356	-3,774*	-1,558	-3,203*	-1,593	-2,661*	-	-	-	-	-	-
$\Delta \log$ (transferts/tête totaux) <sup>4</sup>	-	-	-	-	-	-	-0,193	-2,235*	-0,244	-2,318*	-0,292	-2,377*
$\Delta \log$ (trans./t. CI)* $\Delta \log$ (dep/tête) <sup>5</sup>	-1,252	-4,680*	-1,330	-3,673*	-1,264	-2,835*	-	-	-	-	-	-
$\Delta \log$ (trans./t CI)* $\Delta \log$ (Gini dep/tête) <sup>6</sup>	1,157	3,419*	1,331	2,905*	1,358	2,405*	-	-	-	-	-	-
Log vraisemblance	-16,11		-27,93		-36,04		-34,29		-43,09		-50,04	
R <sup>2</sup> ajusté/Schwartz <sup>7</sup>	0,342/50,53		0,230/74,18		0,138/90,41		0,066/80,00		0,080/97,60		0,090/111,51	
F (sig)	5,95 (0,000)		3,84 (0,011)		2,52 (0,059)		2,56 (0,089)		2,90 (0,066)		3,18 (0,052)	
Multicolinéarité	14,62		14,62		14,62		1,74		1,74		1,74	
Norm. er. : J.-B.	20,72 (0,000)		60,66 (0,000)		64,31 (0,000)		9,52 (0,008)		20,08 (0,000)		26,35 (0,000)	
Hétéroscédasticité:												
K.-Bassett/Wald	0,24 (0,993)		0,67 (0,955)		1,05 (0,902)		1,88 (0,389)		1,30 (0,521)		1,12 (0,569)	
White	4,43 (0,992)		4,30 (0,993)		4,54 (0,991)		4,66 (0,458)		4,64 (0,460)		3,74 (0,587)	
Dép. spatiale :												
Moran I (error.) <sup>8</sup>	-0,23 (0,815)		0,26 (0,794)		0,17 (0,863)		1,17 (0,240)		1,34 (0,178)		1,36 (0,173)	
LM(error.)	0,26 (0,608)		0,01 (0,951)		0,02 (0,887)		0,68 (0,410)		0,97 (0,325)		0,99 (0,319)	
K.-Robinson (error.) <sup>8</sup>	5,79 (0,326)		3,49 (0,624)		1,69 (0,889)		5,17 (0,159)		8,17 (0,043)		9,73 (0,020)	
LM (lag) <sup>9</sup>	0,01 (0,914)		0,06 (0,798)		0,01 (0,952)		0,25 (0,611)		0,40 (0,525)		0,38 (0,537)	
Robust LM (lag) <sup>9</sup>	1,42 (0,233)		0,69 (0,404)		0,44 (0,506)		1,24 (0,265)		1,37 (0,241)		1,53 (0,216)	
LM (SARMA)	1,68 (0,430)		0,69 (0,704)		0,46 (0,793)		1,91 (0,383)		2,34 (0,310)		2,52 (0,283)	
N	39		39		39		45		45		45	

(1) Probabilité « two-tailed » que le coefficient soit égal à zéro. Le  $t$  est le rapport entre le  $\beta$  et l'erreur type ; (2)  $\text{Log}(\text{URBAT}_{P2003}/\text{URBAT}_{P1998})$ , si  $\text{URBAT}_{P_t}$  = ratio de la population urbaine sur la population totale d'une province  $p$  au temps  $t$  ; (3)  $\text{Log}(\text{ENVCI}_{P2003}/\text{ENVCI}_{P1998})$ , si  $\text{ENVCI}_{P_t}$  = montant des transferts par tête de Côte d'Ivoire d'une province  $p$  au temps  $t$  – ménages recevant des transferts ; (4)  $\text{Log}(\text{ENVNT}_{P2003}/\text{ENVNT}_{P1998})$ , si  $\text{ENVNT}_{P_t}$  = montant moyen des transferts totaux par tête d'une province  $p$  au temps  $t$  – ménages recevant des transferts ; (5)  $[\text{Log}(\text{ENVCI}_{P2003}/\text{ENVCI}_{P1998})][\text{Log}(\text{NVIE}_{P2003}/\text{NVIE}_{P1998})]$ , si  $\text{NVIE}_{P_t}$  = montant moyen des dépenses par tête d'une province  $p$  au temps  $t$  ; (6)  $[\text{Log}(\text{ENVCI}_{P2003}/\text{ENVCI}_{P1998})][\text{Log}(\text{GINI}_{P2003}/\text{GINI}_{P1998})]$ , si  $\text{GINI}_{P_t}$  = indice de Gini moyen des dépenses par tête d'une province  $p$  au temps  $t$  ; (7) Critère de Schwartz pour correction du maximum de vraisemblance – le meilleur modèle est celui pour lequel la valeur est la plus faible ; (8) Test de dépendance spatiale avec erreur ; (9) Test de dépendance spatiale avec variable dépendante retardée.

Note : \* = significatif à 5 pour cent au moins ; \*\* = significatif entre 5 et 10 pour cent.

Source : A partir des bases de données des enquêtes prioritaires 1998 et 2003.

Les diagnostics des régressions suggèrent plusieurs commentaires. Tout d'abord, si l'on note une absence de multicollinéarité<sup>65</sup>, la normalité des résidus n'est pas assurée, ce qui conduit à relativiser la solidité des tests de dépendance spatiale, impliquant la matrice de pondérations spatiales standardisée, notamment ceux inhérents aux multiplicateurs de Lagrange. Néanmoins, les estimations sont effectuées par les moindres carrés ordinaires puisque l'ensemble des tests de dépendance spatiale ne sont pas significatifs. Ensuite, les tests d'hétéroscédasticité passent avec succès – variance constante des résidus –, les statistiques de Koenker-Bassett et de White étant générées, puisque la normalité des résidus fait défaut.

Le tableau 11 met en évidence une relation inverse au niveau régional, statistiquement significative, entre le taux de croissance des transferts de Côte d'Ivoire et le taux de croissance des mesures de la pauvreté. En effet, tous les coefficients relatifs à la variation du log des envois de fonds de Côte d'Ivoire sont négatifs et significatifs. D'ailleurs, cette relation prévaut également lorsque les estimations économétriques prennent en compte l'ensemble des transferts. Néanmoins, dans le cas des envois de fonds ivoiriens, on constate que l'impact du taux de croissance de ces derniers sur la pauvreté dépend également de la croissance à la fois des dépenses par tête et de l'indice de Gini relatif aux dépenses. A cet égard, les termes d'interaction sont négatifs et positifs, respectivement, pour les dépenses et l'inégalité. Par conséquent, l'effet de la croissance des transferts de Côte d'Ivoire sur la pauvreté diminue lorsque la croissance des dépenses par tête s'élève. Inversement, l'impact de la variation des transferts de Côte d'Ivoire sur la pauvreté augmente avec l'inégalité des dépenses par tête. La figure 3 présente la relation entre le taux de croissance du ratio de pauvreté régional prédit et le taux de croissance des envois de fonds de Côte d'Ivoire au cours de la période 1998-2003.

Dans ce contexte, les élasticités de la variation de la pauvreté par rapport à la variation des transferts ivoiriens, calculées à la moyenne des taux de croissance des dépenses et de l'indice de Gini, ont les valeurs de -0,105, -0,126 et -0,137, respectivement, pour le ratio, la profondeur et l'inégalité de la pauvreté. En d'autres termes, par exemple, une diminution du *taux de croissance* de 10 pour cent des transferts en provenance de Côte d'Ivoire entraîne une élévation de 1,05 pour cent du *taux de croissance* de l'incidence de la pauvreté. En ce qui concerne les élasticités inhérentes à la variation de l'ensemble des transferts, elles sont données directement par les coefficients du tableau 11, et apparaissent un peu plus élevées.

Par ailleurs, à l'aide des équations relatives aux colonnes (1) à (3) du tableau 11, et en considérant que les transferts réels de Côte d'Ivoire ont chuté de 67,8 pour cent entre 1998 et 2003 – tableau 4 –, il est possible de simuler la variation de la pauvreté régionale au cours de la période<sup>66</sup>. Cet exercice génère des taux de croissance de l'incidence, de la profondeur et de l'inégalité de la pauvreté régionale, respectivement, de 12,6, 15,3 et 16,8 pour cent, alors que les variations réelles des privations au cours de la période ont été, respectivement, de 8,7, 17,8 et 23,8 pour cent. Par ailleurs, la considération de la figure 3 produit une estimation de l'élévation du ratio de pauvreté de 10,5 pour cent entre 1998 et 2003, consécutivement à la baisse des transferts de Côte d'Ivoire précédemment indiquée<sup>67</sup>.

En définitive, les différentes approches économétriques spatiales conduisent à des résultats assez comparables. Toutes choses égales par ailleurs, la baisse des transferts privés en provenance de Côte d'Ivoire a eu un fort impact négatif sur la pauvreté, les estimations réalisées tendant à montrer que la variation effective de la pauvreté entre 1998 et 2003 est, en très grande partie, imputable au ralentissement du rythme du processus de redistribution.

#### 4. Envois de fonds et inégalité

Au niveau national, au cours de la période 1998-2003, l'inégalité des dépenses par tête a décliné. En effet, tous les indicateurs d'inégalité mettent en évidence une réduction des disparités des ressources per capita des ménages. Ainsi, l'indice de Gini a été réduit de 4,5 pour cent – 0,530 à 0,506 –, tandis que l'indice d'entropie de Theil a baissé de 15 pour cent – 0,652 à 0,554<sup>68</sup>. Cependant, des disparités d'évolution prévalent selon le milieu et la période de référence. Entre 1998 et 2003, l'inégalité des dépenses per capita a augmenté dans le secteur rural, alors que l'inverse avait prévalu entre 1994-98. En effet, entre 1998 et 2003, en milieu

<sup>65</sup> Les valeurs de 14,62 et 1,74 étant bien inférieures à la limite acceptable de 20.

<sup>66</sup> Les variables qui ne sont pas statistiquement significatives – constante et taux d'urbanisation – ne sont pas prises en compte.

<sup>67</sup> Ce résultat est obtenu en traçant une ligne de référence ayant pour abscisse la valeur logarithmique de la variation des transferts entre 1998 et 2003, soit -1,1324, et en projetant sur l'axe de l'ordonnée la valeur obtenue à l'intersection de la ligne de référence et de la courbe d'ajustement ex-post, soit 0,10. De ce fait,  $(e^{0,10} - 1) * 100 = 10,5$  pour cent.

<sup>68</sup> Lachaud [2003b]. Par ailleurs, cette tendance prévaut également au cours de la période 1994-2003, les indices de Gini et de Theil ayant baissé, respectivement, de 5,2 et 10,1 pour cent. Dans une certaine mesure, ce résultat contraste avec la littérature économique tendant à montrer une relative stabilité de l'inégalité dans le temps, sauf pour les pays de l'Est. Deininger, Squire [1998].

**Tableau 12 : Décomposition et variation de l'inégalité du niveau de vie des ménages ruraux et urbains par groupe de variables explicatives – Burkina Faso 1998-2003<sup>1</sup>**

Paramètre	Décomposition du niveau de l'inégalité		Décomposition de la variation de l'inégalité : 2003/1998		
	1998	2003	Gini	Theil	Variance log.
Variable	Log dép/ tête	Log dép/ tête	Log dép/ tête	Log dép/ tête	Log dép/ tête
<b>Rural</b>					
Instruction du chef <sup>2</sup>	0,0536	0,0210	-0,8493	-0,4413	-0,2819
Instruction autres membres <sup>3</sup>	0,0062	0,0059	-0,0025	0,0014	0,0030
Age du chef <sup>4</sup>	0,0153	0,0140	-0,0210	-0,0046	0,0018
Démographie du chef <sup>5</sup>	-0,0102	-0,0010	0,2453	0,1298	0,0847
Type de ménage <sup>6</sup>	0,0330	0,0143	-0,4912	-0,2542	-0,1616
Démographie ménage <sup>7</sup>	0,1338	0,1536	0,6829	0,4348	0,3379
Migrant <sup>8</sup>	-0,0002	0,0039	0,1135	0,0621	0,0421
<b>Transferts<sup>9</sup></b>	<b>0,0021</b>	<b>0,0004</b>	<b>-0,0458</b>	<b>-0,0241</b>	<b>-0,0157</b>
Proportion d'employés/ménage	0,0261	-0,0021	-0,7549	-0,4020	-0,2642
Statut du travail <sup>10</sup>	0,0704	0,0480	-0,5504	-0,2699	-0,1603
Région <sup>11</sup>	0,0182	0,0513	0,9347	0,5206	0,3588
Résidu	0,6513	0,6905	1,7387	1,2474	1,0554
<b>Total</b>	<b>1,0000</b>	<b>1,0000</b>	<b>1,0000</b>	<b>1,0000</b>	<b>1,0000</b>
<b>Urbain</b>					
Instruction du chef <sup>2</sup>	0,1837	0,1245	1,6483	0,4687	1,0876
Instruction autres membres <sup>3</sup>	0,0012	0,0615	-1,4933	-0,2897	-0,9212
Age du chef <sup>4</sup>	-0,0078	-0,0042	-0,0976	-0,0253	-0,0632
Démographie du chef <sup>5</sup>	-0,0126	-0,0160	0,0717	0,0038	0,0394
Type de ménage <sup>6</sup>	0,0339	0,0415	-0,1533	-0,0025	-0,0817
Démographie ménage <sup>7</sup>	0,1898	0,1639	0,8293	0,3143	0,5845
Migrant <sup>8</sup>	0,0012	0,0000	0,0311	0,0070	0,0196
<b>Transferts<sup>9</sup></b>	<b>-0,0001</b>	<b>0,0001</b>	<b>-0,0041</b>	<b>-0,0008</b>	<b>-0,0026</b>
Proportion d'employés/ménage	0,0135	0,0013	0,3167	0,0725	0,2007
Statut du travail <sup>10</sup>	0,0757	0,0833	-0,1133	0,0389	-0,0410
Région <sup>11</sup>	-0,0036	0,0309	-0,8592	-0,1701	-0,5317
Résidu	0,5251	0,5131	0,8238	0,5833	0,7095
<b>Total</b>	<b>1,0000</b>	<b>1,0000</b>	<b>1,0000</b>	<b>1,0000</b>	<b>1,0000</b>

(1) Voir le tableau A7 ; (2) Base = sans instruction ; (3) Années et (années)<sup>2</sup>, sauf le chef ; (4) Age, (âge)<sup>2</sup> ; (5) sexe – 1 = homme –, et marié – 1 = oui ; (6) Base = monoparental ; (7) Nombre d'individus – (individus)<sup>2</sup> – dans les différentes classes d'âge ; (8) Migrants à la recherche de travail ou de terre cultivable en 1998 ; migrant de Côte d'Ivoire en 2003 au cours des 12 derniers mois ; (9) Oui = 1 – envois de fonds de Côte d'Ivoire s'élevant à au moins 75 pour cent des transferts privés ; (10) Base = salarié du public ; les inactifs englobent les apprentis, bénévoles et aides familiaux ; (11) Base = Hauts Bassins pour le rural, et les autres villes pour l'urbain.

Source : A partir des bases de données des enquêtes prioritaires 1998 et 2003 – tableau A7.

rural, l'indice de Gini est passé de 0,427 à 0,443, alors que dans les agglomérations il a décliné de 0,541 à 0,520, soit une augmentation de 3,7 pour cent dans le premier cas, et une diminution de 3,9 pour cent dans le second cas<sup>69</sup>.

Le tableau 12, affiche la décomposition des sources de l'inégalité du bien-être pour les années 1998 et 2003, et regroupe la contribution des différents facteurs selon l'équation A11, en annexes<sup>70</sup>. Il appelle plusieurs commentaires<sup>71</sup>.

Premièrement, l'examen des facteurs du *niveau* de l'inégalité montre que le rôle envois de fonds de Côte d'Ivoire est assez mineur. S'agissant du milieu rural, remarquons préalablement que, indépendamment de l'année de l'enquête, le résidu explique la plus grande partie de l'inégalité du niveau de vie des ménages. En effet, les deux tiers des sources de l'inégalité pourraient être attribués à des facteurs non observés, des variables omises ou des erreurs de mesure. Cela signifie que, dans le milieu rural, le modèle sous-jacent ne met en relief aucune source d'inégalité quantitativement décisive. Néanmoins, parmi les facteurs significatifs, une hiérarchisation des sources de l'inégalité semble pouvoir être opérée<sup>72</sup>. Ainsi, le modèle logarithmique relatif

<sup>69</sup> La prise en compte des autres indicateurs d'inégalité conduit à des conclusions comparables. Inversement, l'inégalité des ressources des ménages a diminué dans le milieu urbain, contrairement à l'évolution constatée au cours de la période 1994-1998. Quoiqu'il en soit, la tendance qui prévaut au cours des dix dernières années montre une montée de l'inégalité dans les villes, et une réduction dans le milieu rural, bien que les variations soient assez faibles. Ainsi, entre 1994-95 et 2003, le coefficient de Gini a augmenté de 2,8 pour cent dans les villes, et a diminué de 3,3 pour cent dans le rural. Les autres indicateurs d'inégalité produisent les mêmes résultats. Ajoutons que l'évolution de l'inégalité des dépenses per capita au sein des milieux rural et urbain a été hétérogène.

<sup>70</sup> A cet égard, on rappelle que  $s_k$  indique la part de l'inégalité imputable au fait que le facteur  $X_k$  est inégalement distribué parmi les ménages – équation A10, en annexes. De plus, lorsque  $s_k$  est  $>0$ , le facteur  $k$  accroît l'inégalité, et inversement.

<sup>71</sup> Des variations marginales sont observées par rapport à Lachaud [2003b], à cause du changement du paramètre relatif aux transferts.

<sup>72</sup> L'analyse est seulement menée par rapport aux facteurs agrégés.

à l'année 2003 montre que l'existence d'envois de fonds de Côte d'Ivoire, représentant au moins 75 pour cent des transferts privés, n'explique que 0,04 pour cent de l'inégalité des dépenses par tête, c'est-à-dire 0,13 pour cent de la contribution des facteurs significatifs. Il est à remarquer que cette part a diminué au cours de la période, puisqu'en 1998 elle représentait 0,2 pour cent de l'inégalité – 0,6 pour cent des facteurs significatifs. Par ailleurs, le fait pour le chef de ménage d'être retourné de Côte d'Ivoire au cours des 12 derniers mois contribue à accroître l'inégalité dans le secteur rural. En fait, le tableau 12 montre que trois facteurs ont un poids relativement important en termes d'inégalité : la démographie du ménage, la localisation spatiale, et le statut du travail du chef expliquent, respectivement, 15,4, 5,1 et 4,8 pour cent de l'inégalité, c'est-à-dire plus de 80 pour cent de la contribution des facteurs significatifs. Les autres facteurs occupent une place modeste. En ce qui concerne le milieu urbain, la situation relative aux transferts pour 2003 est assez comparable, bien que le résidu n'explique plus que la moitié de l'inégalité du bien-être des ménages. Ainsi, le poids de l'existence des transferts de Côte d'Ivoire en termes d'inégalité n'est que de 0,01 pour cent, soit 0,02 des facteurs significatifs. Néanmoins, on note que la situation a changé au cours de la période, puisqu'en 1998, l'existence de transferts ivoiriens contribuait à réduire l'inégalité en milieu urbain. Dans ce contexte, deux groupes de facteurs semblent contribuer fortement à l'inégalité : l'instruction des membres du ménage, et la démographie des familles. En 2003, ces deux groupes contribuent, respectivement, à 18,6 et 16,4 pour cent de l'inégalité, ce qui représente 71,9 pour cent de la part expliquée<sup>73</sup>.

Deuxièmement, les déterminants de la *dynamique* de l'inégalité du bien-être entre 1998 et 2003 sont appréhendés successivement pour les milieux rural et urbain. A cet égard, dans la mesure où l'équation A13, en annexes, suggère que la contribution d'un facteur  $k$  à la variation de l'inégalité entre deux dates dépend de la manière dont cette dernière est mesurée, trois indices d'inégalité sont pris en compte : Gini, Theil – avec  $\theta = 1$  –, et variance logarithmique. Dans le milieu rural, on rappelle que l'inégalité des ressources des ménages a augmenté. A cet égard, le tableau 12 montre que l'existence d'envois de fonds de Côte d'Ivoire, représentant au moins 75 pour cent des transferts privés, a contribué *positivement à réduire l'inégalité* du niveau de vie des ménages – 4,6 pour cent<sup>74</sup>. Mais, quatre autres facteurs ont eu un poids beaucoup plus décisif : l'instruction du chef du ménage – 85,0 pour cent –, le taux d'emploi par ménage – 75,5 pour cent –, le statut du travail – 55,0 pour cent –, et le type de ménage – 49,1 pour cent. Par contre, quatre autres groupes de facteurs ont *sensiblement accentué* l'inégalité du niveau de vie des ménages au cours de la période 1998-2003 : la localisation spatiale, la démographie du ménage, la démographie du chef et, dans une moindre mesure, le retour de Côte d'Ivoire<sup>75</sup>. En ce qui concerne les villes, les disparités se sont réduites, et le tableau 12 produit un schéma explicatif sensiblement différent, notamment en ce qui concerne les transferts. En effet, ces derniers ont contribué à élever – faiblement – l'inégalité des dépenses par tête. En réalité, seuls deux facteurs ont réellement contribué à accentuer les disparités des ressources des ménages : l'instruction des autres membres du ménage et la localisation spatiale. Par contre, l'instruction du chef de ménage, et, dans une moindre mesure, la démographie des familles et le taux d'emploi des ménages, ont contrebalancé les effets des facteurs précédents, c'est-à-dire ont contribué positivement à réduire l'inégalité urbaine.

## 5. Conclusion

Fondée sur les deux enquêtes prioritaires auprès des ménages de 1998 et 2003, la présente recherche propose une analyse de la dynamique des envois de fonds de Côte d'Ivoire, et de leur impact sur la pauvreté au Burkina Faso. Cette investigation, basée sur approche de court terme, considérant les envois de fonds comme un transfert exogène de revenus, et non comme des substituts potentiels des gains des ménages, conduit à deux conclusions.

*En premier lieu, l'étude met en évidence à la fois une baisse significative et une nouvelle distribution relative des envois de fonds de Côte d'Ivoire au cours de la période 1998-2003.*

Tout d'abord, en 2003, pour l'ensemble des ménages, les gains engendrés par tous les transferts représentent moins du cinquième des ressources des familles, et quasiment l'équivalent des salaires, contre, respectivement, environ le dixième et le tiers en 1998. En fait, cette appréciation est trompeuse, et une double évolution est observée : (i) la proportion des ménages bénéficiant de transferts a été divisée par deux au cours de la période : 39,4 à 20,4 pour cent, respectivement, en 1998 et 2003 ; (ii) en 2003, les transferts privés en

<sup>73</sup> A cet égard, on note que la part de ces deux groupes a baissé par rapport à 1998, surtout en ce qui concerne l'instruction du chef de ménage. Cela signifie que l'éducation est moins inégalement distribuée parmi les chefs de ménage.

<sup>74</sup> La référence est l'indice de Gini.

<sup>75</sup> Ces facteurs expliquent, respectivement, 93,5, 68,3, 24,5 et 11,4 pour cent de l'augmentation de l'inégalité du bien-être.

provenance de l'étranger ne concernent plus que 6,0 pour cent des familles recevant des transferts, contre 23,1 pour cent en 1998. De ce fait, bien que le poids des différents transferts, pour les ménages en bénéficiant, ait diminué entre 1998 et 2003, l'impact de la baisse des envois de fonds internationaux explique, en très grande partie, le déclin relatif du processus redistributif. Sans aucun doute, cette évolution est à relier à la crise ivoirienne. En effet, alors qu'en 1998, 35,8 pour cent des ménages étaient destinataires d'envois de fonds du Burkina Faso ou de l'étranger, en 2003, seulement 17,3 pour cent des familles étaient concernées par le processus de redistribution. Mais, la baisse de la proportion des ménages bénéficiant des transferts privés au cours de la période est essentiellement imputable à la réduction des envois de fonds de Côte d'Ivoire – même si tous les types de transferts ont participé à cette évolution. Ainsi, en 1998, plus de la moitié des ménages ayant des transferts bénéficiaient d'une redistribution en provenance de Côte d'Ivoire – 21,1 pour cent. Or, en 2003, ils n'étaient plus que 4,8 pour cent, soit environ le quart des familles recevant des envois de fonds. Cette dernière proportion doit être comparée, d'une part, au pourcentage de ménages ayant eu un ou plusieurs membres en Côte d'Ivoire au cours des 12 derniers mois – 5,9 pour cent –, et, d'autre part, aux 13,2 pour cent des ménages ayant déclaré recevoir des transferts de Côte d'Ivoire, soit « régulièrement » – 5,3 pour cent –, soit « irrégulièrement » – 7,9 pour cent. En même temps, cette observation est à rapprocher de l'information selon laquelle le volume des transferts de Côte d'Ivoire a chuté de 67,8 pour cent en termes réels entre 1998 et 2003, une évolution confirmée par les statistiques de la BCEAO – en valeur réelle (prix de 1996), le volume de l'« épargne rapatriée » de Côte d'Ivoire a diminué de 52,2 pour cent entre 1996 et 2001 (51,9 à 24,8 milliards de F.Cfa). Il est à noter que ces changements s'accompagnent d'une diminution de la part relative des transferts en provenance de Côte d'Ivoire – 42,4 à 38,7 pour cent entre 1998 et 2003 –, biens que ces derniers représentent encore plus du tiers des ressources provenant du processus de redistribution privé.

Ensuite, au cours de la période, des changements significatifs en termes de répartition des transferts, selon les caractéristiques des ménages ou de celui qui en est le chef, et le milieu, sont observés. Ainsi, l'étude fait apparaître que, parmi les ménages pauvres, la part relative des envois de fonds de Côte d'Ivoire a considérablement chuté. En effet, alors qu'ils représentaient 64,5 pour cent du volume des transferts privés en 1998, leur poids relatif n'est plus que de 46,7 pour cent en 2003. En même temps, par rapport à l'ensemble des ménages, la part des pauvres bénéficiant des transferts a baissé de plus de 7 points de pourcentage – 44,6 à 37,2 pour cent. Par contre, un mouvement inverse s'est opéré pour les ménages riches – les 30 pour cent du haut de la distribution –, la part des envois de fonds ivoiriens dans les transferts privés étant passée de 20,6 pour cent en 1998 à 36,5 pour cent en 2003. En outre, la part des ménages riches, par rapport à l'ensemble des ménages, recevant ces envois de fonds a quasiment doublé entre 1998 et 2003 : 16,9 à 28,9 pour cent. Une autre manière de mettre en évidence cette évolution est de souligner que la proportion des pauvres ayant des transferts de Côte d'Ivoire a été divisée par 7,8, contre seulement 2,6 pour les riches. En effet, parmi l'ensemble des ménages pauvres, en 1998, 27,5 pour cent recevaient des transferts de Côte d'Ivoire, contre 4,8 pour cent en 2003. Or, s'agissant des ménages aisés, en 1998, 11,8 pour cent de ces derniers recevaient des fonds de Côte d'Ivoire, contre 4,6 pour cent en 2003. Cette évolution est confirmée lorsque l'évolution des envois de fonds est appréhendée par rapport aux milieux.

Enfin, pour les ménages tributaires d'envois de fonds de Côte d'Ivoire, l'accroissement du montant annuel moyen par individu de ces derniers – 11,5 à 13,2 milliers de F.Cfa entre 1998 et 2003 –, s'accompagne d'une double évolution. D'une part, une diminution du montant moyen reçu par les pauvres au cours de la période de 6,7 à 5,1 milliers de F.Cfa par tête et par an, un résultat à rapprocher du fait que le ratio de la proportion *relative* pauvres/riches bénéficiaires des transferts a été divisé par deux entre 1998 et 2003. D'autre part, une forte baisse des transferts ivoiriens par rapport aux dépenses par tête au cours de la période. Ainsi, en 1998, 3,7 pour cent des dépenses par tête des ménages tributaires de transferts provenaient des envois de fonds de Côte d'Ivoire, soit 1,2 pour cent lorsque l'évaluation est rapportée à l'ensemble des familles. Or, en 2003, ces pourcentages sont respectivement de 1,7 et 0,3. En même temps, on constate que, pour les pauvres, la part des dépenses issue des envois de fonds de Côte d'Ivoire est passée de 8,0 à 2,9 pour cent au cours de la période – 2,4 à 1,4 pour cent pour les riches. En outre, notamment pour les familles les plus démunies, ce déclin s'est effectué à un rythme beaucoup plus rapide que celui de l'ensemble des transferts privés. L'analyse économétrique spatiale vérifie et affine ces tendances, tandis que l'appréciation qualitative de cette évolution est cohérente avec les commentaires précédents : 84,0 des ménages recevant des transferts ont constaté leur diminution au cours des 12 derniers mois – c'est-à-dire entre avril-juillet 2002 et avril-juillet 2003 –, et, parmi cette proportion, les deux tiers notent leur disparition totale.

*En deuxième lieu, la recherche suggère une relation significative entre le déclin des envois de fonds de Côte d'Ivoire et la hausse de la pauvreté au cours de la période. A cet égard, plusieurs dimensions analytiques sont explorées.*

Tout d'abord, une modélisation des déterminants de la pauvreté, à l'aide d'une approche logistique multinomiale, met en évidence un changement majeur, au cours de la période 1998-2003, par rapport aux transferts de Côte d'Ivoire. En effet, en 1998, dans les milieux rural et urbain, toutes choses égales par ailleurs – c'est-à-dire en contrôlant par les caractéristiques des chefs de ménage et des familles –, le log des chances d'être pauvres, plutôt que riches, est *plus élevé* pour les ménages attributaires d'envois de fonds de Côte d'Ivoire s'élevant à au moins 75 pour cent des transferts privés, comparativement aux groupes ne bénéficiant pas – ou quasiment pas – de transferts de ce pays. Par contre, l'inverse prévaut pour 2003. Les élasticités de probabilité de pauvreté rurale sont de 0,0034 et -0,0036, respectivement, pour 1998 et 2003, et de 0,0295 et -0,0175 pour les agglomérations. L'exercice de simulation, générant les probabilités prédites, corrobore ces résultats. S'agissant du secteur rural, les probabilités prédites, respectivement, en présence et en l'absence de transferts de Côte d'Ivoire, sont de 0,4661 et 0,4019 en 1998, et de 0,4092 et 0,4367 en 2003. Un tel résultat, vérifié par une approche fondée sur la modélisation des déterminants du ratio du bien-être – dépenses par tête/ligne de pauvreté –, conforte les commentaires précédents, en particulier le fait que les ménages aisés aient été proportionnellement plus épargnés que les pauvres par le déclin des transferts de Côte d'Ivoire au cours de la période, même si tous les segments du niveau de vie ont été touchés par le phénomène. Par ailleurs, la décomposition du différentiel du logarithme du ratio de bien-être des ménages entre 1998 et 2003 selon le milieu, met en évidence l'effet positif des transferts de Côte d'Ivoire.

En fait, ces différentes estimations économétriques ne permettant pas d'appréhender l'impact des transferts ivoiriens sur la pauvreté au Burkina Faso, d'autres approches tentent d'explorer cette question. Premièrement, dans le cadre d'une approche de court terme, il est possible d'évaluer, pour les deux années, les effets potentiels des envois de fonds de Côte d'Ivoire sur les indicateurs de pauvreté, c'est-à-dire en présence et en l'absence de « redistribution ». Tout d'abord, il apparaît qu'en l'absence de l'ensemble des transferts privés, l'incidence de la pauvreté aurait été supérieure de 2,8 points de pourcentage en 1998, contre seulement 0,7 point de pourcentage en 2003, un différentiel d'impact potentiel des transferts entre les deux dates renforcé par la prise en compte des statistiques  $\eta$  – significative en 1998, contrairement en 2003. La considération des seuls envois de fonds de Côte d'Ivoire conduit à des conclusions similaires. En l'absence de transferts de Côte d'Ivoire, l'incidence de la pauvreté aurait augmenté de 1,6 point de pourcentage en 1998, un écart validé par la statistique  $\eta$ . Or, en 2003, l'absence des transferts ivoiriens ne rehausse le ratio de pauvreté que de 0,3 point de pourcentage, et l'écart potentiel n'est pas significatif. Par conséquent, on peut en déduire que le déclin des envois de fonds de Côte d'Ivoire entre 1998 et 2003 a amenuisé leurs effets potentiels de rehaussement du bien-être des ménages. Toutes choses égales par ailleurs, la « perte d'effet potentiel » de la réduction des envois de fonds de Côte d'Ivoire, en termes de réduction du ratio de pauvreté, est de 1,3 point de pourcentage –  $1,6 - 0,3$  –, et s'élève à 2,1 points de pourcentage lorsque l'ensemble des transferts est pris en compte. Ces résultats, confirmés par une analyse économétrique non présentée, sont à rapprocher de l'augmentation significative de 3 points de pourcentage du ratio de la pauvreté des ménages entre 1998 et 2003.

Deuxièmement, afin d'appréhender plus spécifiquement l'impact de la dynamique des envois de fonds de Côte d'Ivoire entre 1998 et 2003 sur la pauvreté des ménages, la présente étude mobilise l'économétrie spatiale selon plusieurs orientations analytiques. Tout d'abord, l'estimation des modèles auto-régressifs mixtes et avec erreurs spatiales, justifiée par la présence d'auto-corrélation spatiale, permet d'étudier la sensibilité des mesures FGT de la pauvreté aux transferts reçus par les ménages. A cet égard, il apparaît que la variable relative aux transferts régionaux est négative et significative dans tous les modèles, ce qui signifie que le processus de redistribution joue un rôle en matière de réduction de l'incidence, de la profondeur ou de l'inégalité de la pauvreté régionale. Par exemple, s'agissant des envois de fonds de Côte d'Ivoire, lorsque l'on contrôle par l'année de l'enquête, le taux d'urbanisation et l'inégalité des dépenses par tête au niveau régional, les modèles auto-régressifs suggèrent des élasticités de -0,141, -0,177 et -0,206, respectivement, pour l'incidence, la profondeur et l'inégalité de la pauvreté. En d'autres termes, une réduction de 10 pour cent des envois de fonds régionaux par tête de Côte d'Ivoire induit, par exemple, une élévation du taux de pauvreté régionale de 1,41 pour cent. A cet égard, la réduction du volume des transferts réels de Côte d'Ivoire de 67,8 pour cent entre 1998 et 2003, permet de simuler une élévation du ratio de pauvreté des ménages de 9,6 pour cent au cours de la période – en comparaison avec la variation observée de la pauvreté de 8,7 pour cent au cours de cette dernière. Ensuite, en mobilisant des modèles à régimes spatio-temporels, exécutés en estimant conjointement les coefficients des deux régimes relatifs aux années des enquêtes prioritaires, et en prenant en compte l'hétéroscédasticité appréhendée par rapport aux différents régimes, il apparaît que les élasticités de la pauvreté régionale par rapport aux transferts de Côte d'Ivoire sont plus élevées en 1998 qu'en 2003. Toutefois, cette observation doit être relativisée, dans la mesure où le test de Chow spatial montre que l'hypothèse nulle de l'égalité conjointe des coefficients des deux régimes ne peut être rejetée. Enfin, l'absence de changements structurels, statistiquement significatifs selon les régimes spatio-temporels de 1998 et 2003, conduit à tester une approche en termes de

différences. Cette dernière met en évidence une relation inverse au niveau régional, statistiquement significative, entre le taux de croissance des transferts de Côte d'Ivoire et le taux de croissance des mesures de la pauvreté. Les élasticités de la variation de la pauvreté par rapport à la variation des transferts ivoiriens, calculées à la moyenne des taux de croissance des dépenses et de l'indice de Gini, ont les valeurs de -0,105, -0,126 et -0,137, respectivement, pour le ratio, la profondeur et l'inégalité de la pauvreté. Par ailleurs, ces modèles permettent de simuler la variation de la pauvreté régionale au cours de la période, un exercice qui génère des taux de croissance de l'incidence, de la profondeur et de l'inégalité de la pauvreté régionale, respectivement, de 12,6, 15,3 et 16,8 pour cent entre 1998 et 2003. Ainsi, les diverses approches économétriques spatiales conduisent à des résultats assez comparables. Toutes choses égales par ailleurs, la baisse des transferts privés en provenance de Côte d'Ivoire a eu un fort impact négatif sur la pauvreté, les estimations réalisées tendant à montrer que la variation effective de la pauvreté entre 1998 et 2003 est, en très grande partie, imputable au ralentissement du rythme du processus de redistribution.

Troisièmement, l'étude tente d'appréhender la relation entre les envois de fonds de Côte d'Ivoire et l'inégalité des ressources des ménages. Au niveau national, au cours de la période 1998-2003, l'inégalité des dépenses par tête a décliné, bien que des disparités d'évolution prévalent selon le milieu : augmentation dans le secteur rural, et baisse dans les villes. Dans ce contexte, la décomposition des sources de l'inégalité du bien-être pour les années 1998 et 2003 met en relief le poids assez faible des transferts de Côte d'Ivoire en termes de niveau et de variation. D'une part, le modèle logarithmique relatif à l'année 2003 montre que l'existence d'envois de fonds de Côte d'Ivoire – représentant au moins 75 pour cent des transferts privés –, n'explique que 0,04 pour cent de l'inégalité des dépenses par tête, c'est-à-dire 0,13 pour cent de la contribution des facteurs significatifs. D'autre part, l'analyse des déterminants de la dynamique de l'inégalité du bien-être entre 1998 et 2003, révèle que l'existence d'envois de fonds de Côte d'Ivoire a contribué positivement à réduire l'inégalité du niveau de vie des ménages en milieu rural, contrairement à ce qui a prévalu dans les agglomérations. Toutefois, ces effets sont relativement faibles.

Sans aucun doute, la crise ivoirienne a contribué substantiellement à l'augmentation des privations au Burkina Faso entre 1998 et 2003, une situation qui devrait être intégrée à la révision du Cadre stratégique de lutte contre la pauvreté. Evidemment, plusieurs éléments d'analyse peuvent conduire à relativiser cette appréciation. Tout d'abord, la méthode de recherche. L'étude est fondée sur une approche de court terme, et n'a pas considéré les envois de fonds comme des substituts potentiels de revenus. En effet, en grande partie pour des raisons statistiques, il n'a pas été possible – sauf en admettant certaines hypothèses fortes<sup>76</sup> – de remplacer les envois de fonds des ménages par la valeur du revenu que les migrants auraient eu s'ils ne s'étaient pas déplacés, en tenant compte, éventuellement, des effets sur les décisions de participation et les gains des autres membres des ménages. De même, une approche en termes d'équilibre général calculable pourrait probablement contribuer à spécifier davantage les effets de la déstabilisation du processus redistributif international sur le bien-être des ménages. Ensuite, l'étude ne précise pas la relation entre le déclin des envois de fonds de Côte d'Ivoire et le caractère durable ou transitoire de la pauvreté. Or, une recherche récente a montré que la croissance des privations monétaires entre 1998 et 2003 était surtout imputable à la montée d'une pauvreté transitoire<sup>77</sup>. Par conséquent, pour des raisons de politique économique, il serait souhaitable de pouvoir apprécier la relation entre la chute des transferts de Côte d'Ivoire et l'évolution de la structure de la pauvreté. Enfin, l'étude néglige, pour des raisons évidentes, les aspects dynamiques de cette question, notamment les effets potentiels sur le niveau et le rendement des différents actifs physiques, financiers, humains et sociaux, régis à la fois par les marchés et une multiplicité d'institutions, de normes et de valeurs, dont la mobilisation affecte la pauvreté.

---

<sup>76</sup> Voir Lachaud [1999] pour une tentative de ce genre.

<sup>77</sup> Lachaud [2003b].



## Références bibliographiques

- Adams, R.H. 1989. « Worker Remittances and Inequality in Rural Egypt », *Economic Development and Cultural Change*, 38 : 45-71.
- Adelman, I., Robinson, S. 1989. « Income Distribution in Development », in Chenery, H., Srinivasan, T.N. (eds), *Handbook of Development Economics*, vol. 2, Amsterdam, North-Holland.
- Anselin, L. 1988. *Spatial Econometrics: Methodes and Models*, Dordrecht, Kluwer Academic.
- Anselin, L., Bera, A., Florax, R., Yoon, M.J. 1996. « Simple Diagnostic Test for Spatial Dependence », *Regional Science and urban Economics*, vol. 26, pp. 77-104.
- Anselin, L., Bera, A. 1997. « Spatial Dependence in Linear Regression Models with an Introduction of Spatial Econometrics », in Ullah, A., Giles, D. Eds, *Handbook of Applied Economics Statistics*, New York, Marcel Dekker.
- BCEAO 2003. *Epargne rapatriée par les migrants burkinabè*, Ouagadougou, informations non publiées, Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest.
- Banque mondiale 2002. *Globalization, Growth and Poverty. Building an Inclusive World Economy*, Washington, Banque mondiale.
- Banque mondiale 2003. *Country at a Glance*, [www.worldbank.org](http://www.worldbank.org).
- Barham, B., Boucher, S. 1998. « Migration, Remittances, and Inequality: Estimating the Net Effects of Migration on Income Distribution », *Journal of Development Economics*, 55 : 307-331.
- Bourguignon, F., Fournier, M., Gurgand, M. 2001. « Fast Development With a Stable Distribution: Taiwan », *Review of Income and Wealth*, 47 : 139-163.
- Conte, B. 2003a. Côte d'Ivoire : du clientélisme « éclairé » au clientélisme « appauvri », *Strategic Road*, [www.strategic-road.com](http://www.strategic-road.com).
- Conte, B. 2003b. Côte d'Ivoire : la persistance de la crise délite l'économie nationale et celle de la sous-région, *Strategic Road*, [www.strategic-road.com](http://www.strategic-road.com).
- Deininger, K., Squire, L. 1998. « New Ways of Looking at Old Issues: Inequality and Growth », *Journal of Development Economics*, 57 : 542-65.
- Fields, G., Yoo, G. 2000. « Falling Labour Income Inequality in Korea's Economic Growth: Patterns and Underlying Causes », *Review of Income and Wealth*, 46 : 139-159.
- Hoddinott, J. 1994. « A Model of Migration and Remittances Applied to Western Kenya », *Oxford Economic Papers*, 46 : 459-476.
- Institut national de la statistique et de la démographie 2000. *Profil et évolution de la pauvreté au Burkina Faso*, Ouagadougou, Institut national de la statistique et de la démographie.
- Jenkins, S.P. 1995. « Accounting for Inequality Trends: Decomposition Analyses for the UK, 1971-86 », *Economica*, 62 : 29-63.
- Kakwani, N. 1990. *Testing for Significance of Poverty Differences, with Application to Côte d'Ivoire*, Washington, Lsms Working Papers n°62, World Bank.
- Lachaud, J.-P. 1999. « Envois de fonds, inégalité et pauvreté au Burkina Faso », *Revue Tiers Monde*, 160 : 793-827.
- . 2000. *La pauvreté aux Comores : concepts, mesure et analyse*, Moroni, Programme des nations unies pour le développement, Bureau international du travail.
- . 2003a. *Dynamique de pauvreté, inégalité et urbanisation au Burkina Faso*, Bordeaux, Presses Universitaires de Bordeaux.

- . 2003b. *Pauvreté et inégalité au Burkina Faso. Profil et dynamique*, Ouagadougou, Programme des nations unies pour le développement.
- . 2003c. *Les déterminants de l'inégalité du bien-être au Burkina Faso: une décomposition de régression*, Bordeaux, document de travail n°85, Centre d'économie du développement, Université Montesquieu-Bordeaux IV.
- Leibbrandt, M.V., Woolard, C.D., Woolard, I.D. 1996. *The contribution of Income Components to Income Inequality in South Africa*, Washington, Lsms working papers n°125, Banque mondiale.
- LeSage, J.-P. 1998. *Spatial Econometrics*, Toledo, University of Toledo.
- Lipton, M. 1980. « Migration From Rural Areas of Poor Countries: The Impact of Rural Productivity and Income Distribution », *World Development*, 8 : 1-24.
- Morduch, H., Secular, T. 2002. « Rethinking Inequality Decomposition, With Evidence From Rural China », *The Economic Journal*, 112, 93-116.
- Nakosteen, R.A., Zimmer, M. 1980. « Migration and Income: The Question of Self-Selection », *Southern Economic Journal*, 46 : 840-851.
- Nations unies 2001. *Côte d'Ivoire. Rapport de la commission internationale pour la Côte d'Ivoire*, New York, février-mai.
- Oberai, A.S., Sing, H.K.M. 1980. « Migration, Remittances, and Rural Development: Findings of the Case Study in the Indian Punjab », *International Labour Review*, 119 : 229-241.
- Oaxaca, R. 1973. « Male-Memale Wage Differentials in Urban Labor Markets », *International Economic Review*, vol. 14, pp. 693-709.
- Stark, O.J., Taylor, J., Yitzhaki, S. 1986. « Remittances and Inequality », *Economic Journal*, 96 : 722 : 740.
- Suro, R. 2003. *Remittance Senders and Receivers: Tracking the Transnational Channels*, Washington, Multinational Investment Funds, Pew Hispanic Center.
- Ravallion, M., Datt, G. 1996. « How Important to India's Poor Is the Sectoral Composition of Economic Growth? », *The World Bank Economic Review*, 10 : 1-25.
- Ravallion, M., Chen, S. 1999. « When Economic Reform is Faster Than Statistics Reform: Measuring and Explaining Income Inequality in Rural China », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61 : 33-56.
- Reimers, C. 1983. « Labour Market Discrimination against Hispanic and Black Men », *Review of Economics and Statistics*, n°65, pp. 570-579.
- Shorrocks, A.F. 1982. « Inequality Decomposition by Factor Components », *Econometrica*, 50 : 193-211.
- Taylor, J.E. 1992. « Remittances and Inequality Reconsidered: Direct, Indirect, and Intertemporal Effects », *Journal of Policy Modeling*, 14 : 187-208.
- UEMOA 2003. *Rapport semestriel d'exécution de la surveillance multilatérale*, Ouagadougou, juillet.
- Yitzhaki, S., Lerman, R.I. 1991. « Income Stratification and Income Inequality », *Review of Income and Wealth*, Series 37, n°3, pp. 313-329.
- Wan, G.H. 2002. *Regression-based Inequality Decomposition. Pitfalls and a Solution Procedure*, Helsinki, United Nations University, Discussion Paper 2002/101, WIDER.
- Wodon, Q.T. 1999. *Micro Determinants of Consumption, Poverty, Growth, and Inequality in Bangladesh*, Washington, mimeo, World Bank.

## Annexes

### 1. Modèle logistique multinomial

Les modèles probabilistes peuvent révéler une certaine fécondité pour représenter la distribution empirique ex post du niveau de vie des ménages. En effet, il est possible d'évaluer la probabilité qu'une famille ou un individu, ayant des caractéristiques spécifiques, soit localisé dans un des segments du niveau de vie des ménages ou des individus, notamment celui des pauvres. Dans ce contexte, le modèle logistique multinomial peut être utilisé, en supposant que les termes aléatoires ont une distribution logistique.

Soit  $Q$ , la variable de sélection identifiant les segments de la distribution du niveau de vie des ménages, prenant les valeurs  $0, 1, \dots, j$ , avec  $j=3$ . Le modèle de détermination de  $Q$  est :

$$\text{Prob}[Q_i = j] = \frac{\exp(\alpha_j' X_i)}{1 + \sum_{j=1}^J \exp(\alpha_j' X_i)} \quad [\text{A1}]$$

Dans l'équation [A1],  $i$  et  $j$  sont les indices, respectivement, des ménages et des choix, tandis que  $\alpha$  représente le vecteur des paramètres à estimer liés aux caractéristiques  $X_i$ . En outre, on impose la normalisation  $\alpha_0 = 0$ , c'est-à-dire :  $\sum_{j=0}^J p_j = 1$ , d'où  $J-1$  paramètres à estimer. On rappelle que si les paramètres obtenus indiquent le log des chances pour un ménage d'appartenir à un segment particulier du niveau de vie plutôt qu'à un autre, ils ne représentent pas les effets marginaux, c'est-à-dire la variation des chances de choix  $J$  relativement à  $K$  due à une variation d'une unité de  $X_i$ . A cet égard, soulignons que ni le signe ni l'ampleur des effets marginaux ne sont en relation avec ceux des coefficients de régression.

Par ailleurs, dans le cas présent, on admet que le problème de l'indépendance des options non pertinentes – ou IIA – n'est pas important, bien que le nombre des segments du niveau de vie ne soit pas fixé<sup>78</sup>. De plus, l'intérêt de cette approche est la possibilité d'effectuer des simulations, en estimant les probabilités d'appartenance des ménages à un segment donné du niveau de vie, en fonction de la variation des caractéristiques des ménages ou des personnes qui les dirigent. En outre, on suppose que les rendements des caractéristiques diffèrent selon les milieux rural et urbain. Enfin, le modèle admet l'exogénéité des statuts du travail.

### 2. Décomposition du différentiel de niveau de vie

L'appréhension des déterminants de l'évolution des dépenses par tête – ou de la pauvreté –, notamment les envois de fonds de Côte d'Ivoire, peut être réalisée à partir d'une décomposition des écarts des ratios de bien-être entre 1998 et 2003.

Selon une procédure habituelle, il est possible d'estimer des équations de niveau de vie des ménages pour chaque année et milieu selon [A2] et [A3] :

$$\text{Milieu rural} : \text{Log } Y_{Rj} = \Phi'_R X_j + \pi_{Rj} \quad [\text{A2}]$$

$$\text{Milieu urbain} : \text{Log } Y_{Uj} = \Phi'_U X_j + \pi_{Uj} \quad [\text{A3}]$$

où  $E(\pi) = 0$  pour  $R$  et  $U$ . On suppose, a priori, que les rendements des caractéristiques des ménages sont différents selon les milieux rural et urbain, et pour chacune des années. La variable dépendante est le ratio de bien-être des ménages – rapport entre les dépenses nominales par tête et les seuils de pauvreté –, tandis que les variables indépendantes, quasi-identiques pour les secteurs rural et urbain, sont spécifiées au tableau A7. Il est à remarquer que si cette modélisation peut être utilisée pour évaluer l'impact des caractéristiques des ménages – et celles de celui qui les dirige – sur les dépenses du groupe, elle a également la capacité d'estimer les effets

<sup>78</sup> Puisque les termes aléatoires sont distribués indépendamment et de manière identique, l'hypothèse IIA signifie que le ratio des probabilités inhérentes au choix entre deux modalités est indépendant des autres modalités. L'hypothèse IIA n'est pas testée.

de ces dernières sur la probabilité de pauvreté<sup>79</sup>. Par conséquent, l'impact des caractéristiques des ménages est proportionnel aux paramètres estimés, compte tenu des valeurs de la dérivée de la fonction de distribution  $f$ , évaluées à la moyenne des échantillons rural et urbain.

Par ailleurs, pour un milieu donné, l'écart de consommation des ménages entre 1998 et 2003 peut être décomposé en termes de la différence des logarithmes moyens des ratios de bien-être entre ces deux dates, cet écart étant égal à la variation en pourcentage<sup>80</sup>. Par ailleurs, dans la mesure où les termes aléatoires des équations [A2] et [A3] ont une moyenne nulle, on peut en déduire, par exemple pour le secteur urbain, que la différence entre les logarithmes moyens de la consommation de 1998 et 2003 s'exprime selon [A4]<sup>81</sup> :

$$\text{Log } Y_{Uj03} - \text{Log } Y_{Uj98} = [0,5 (\Phi'_{U03} + \Phi'_{U98}) (X_{U03} - X_{U98})] + [0,5 (X_{U03} + X_{U98}) (\Phi'_{U03} - \Phi'_{U98})] \quad \text{[A4]}$$

où  $X_{U03}$  et  $X_{U98}$  représentent les caractéristiques moyennes des ménages urbains, respectivement, pour 2003 et 1998. Dans ces conditions, le pourcentage de différence de la consommation des ménages entre les deux dates provient de deux sources. D'une part, les différences quant aux valeurs – quantités – des caractéristiques  $X_{U03}$  et  $X_{U98}$  évaluées selon le premier membre de droite de l'équation [A4], et, d'autre part, le différentiel des rémunérations des caractéristiques – y compris l'écart entre les termes constants<sup>82</sup> – estimé par le second membre de [A4]<sup>83</sup>. En outre, la décomposition de l'évolution des écarts de bien-être des ménages peut être réalisée pour des sous-groupes de variables considérées dans les équations [A2] et [A3], notamment les transferts de Côte d'Ivoire.

### 3. Modèles de régression et auto-corrélation spatiale

La présente étude prend en considération l'auto-corrélation spatiale à l'aide des modèles de régression suivants.

Premièrement, la non-considération de l'auto-corrélation peut être liée à la variable dépendante  $P_{jr}$  – indice de pauvreté,  $j=0$  (incidence),  $1$  (profondeur),  $2$  (inégalité) pour la province  $r$  –, et conduit à une formalisation dans le cadre d'un modèle spatial auto-régressif mixte<sup>84</sup>, estimé selon le maximum de vraisemblance. La forme générale est exprimée par [A5].

$$P_{jr} = \rho W^* P_r + X_r \beta + \epsilon_r, \text{ avec } \epsilon_r \sim N(0, \sigma^2 I_n) \quad \text{[A5]}$$

où  $X_r$  est une matrice  $n \times r$  de données des variables explicatives se référant aux transferts privés, et à d'autres paramètres.  $W^* P_r$  caractérise une variable dépendante spatialement retardée,  $W$  est inhérent à une matrice de pondérations spatiales, et  $\rho$  est le coefficient spatial auto-régressif. Dans la présente étude,  $W$  est une matrice standardisée – par rapport aux lignes – de contiguïté d'ordre un, élaborée en termes de frontières communes des provinces<sup>85</sup>. Il est à noter qu'ignorer cette forme d'auto-corrélation spatiale est comparable aux conséquences qui résultent de l'omission d'une variable indépendante dans un modèle de régression. A cet égard, l'hypothèse nulle d'absence d'auto-corrélation spatiale –  $H_0 : \rho = 0$  – peut être appréhendée par des tests du multiplicateur de Lagrange, développés par Anselin et d'autres auteurs<sup>86</sup>.

Deuxièmement, une autre forme d'auto-corrélation spatiale dans un modèle de régression peut être inhérente au terme aléatoire. Dans ce cas, il s'agit de modèles d'erreurs spatiales où la dépendance spatiale est

<sup>79</sup> Wodon [1999]. En effet, on montre que l'impact d'une variation marginale des caractéristiques continue de  $X_A$  pour le secteur urbain, par exemple, est donnée par  $-\Phi_A f(\Phi'_U X_j / \sigma_U) / \sigma_U$ , si  $f$  est la dérivée première de la fonction de distribution cumulée, et  $\sigma_U$  l'erreur type de la régression urbaine. En effet, puisque la probabilité d'être pauvre pour un ménage ayant les caractéristiques  $X_j$  est :  $\text{Prob}[\text{Log } Y_{Uj} \leq 0] = \text{Prob}[\Phi'_U X_j \leq \pi_{Uj}] = F[-\Phi'_U X_j / \sigma_U]$ .

<sup>80</sup> Par exemple, pour le milieu urbain :  $\text{Log } Y_{U198} - \text{Log } Y_{U194} = \text{Log}[1 + (Y_{U198} - Y_{U194}) / Y_{U194}] = (Y_{U198} - Y_{U194}) / Y_{U194}$ .

<sup>81</sup> Oaxaca [1973] ; Reimers [1983].

<sup>82</sup> Dans la mesure où la valeur du terme constant est liée à la manière dont certaines variables sont spécifiées – variables binaires –, distinguer l'importance relative du terme constant de l'effet total des rendements peut conduire à des conclusions arbitraires.

<sup>83</sup> La décomposition des écarts de consommation peut se faire selon la structure des coefficients de 1998 ou de 2003. On choisit une matrice de pondération  $\Omega = 0,5 I$ , où  $I$  = matrice identité. Reimers [1983].

<sup>84</sup> Spatial autoregressive model – SAR. Ce modèle combine le modèle de régression standard avec une variable dépendante spatialement retardée, qui rappelle la variable retardée des times-series.

<sup>85</sup> Soit  $W_{ij} = 1$  pour les provinces qui ont une frontière commune avec la province prise en considération. Par exemple, si la région 1 a une frontière commune avec la région 2, et aucune frontière avec 3 et 4, la ligne 1 de la matrice de contiguïté, reflétant la relation de 1 avec les autres régions, aura la valeur  $W_{12} = 1$ , et tous les autres termes de cette ligne seront égaux à zéro.

<sup>86</sup> Anselin [1988] ; Anselin, Bera, Florax, Yoon [1996]. Le test usuel est de nature asymptotique, valable sous l'hypothèse de normalité, et distribué selon une statistique du Chi<sup>2</sup> à un degré de liberté. Anselin [1988].

appréhendée en tant que perturbation, soit dans le cadre d'un processus auto-régressif [A6], soit par rapport à une moyenne mobile [A7]. Avec les notations habituelles, il vient :

$$\begin{aligned} \mathbf{P}_{jr} &= \mathbf{X}_r \beta + \epsilon_r \\ \epsilon_r &= \lambda_s \mathbf{W} \epsilon_r + \zeta_r, \text{ avec } \zeta_r \sim \mathbf{N}(\mathbf{0}, \sigma^2 \mathbf{I}_n) \end{aligned} \quad [\text{A6}]$$

où  $\mathbf{W} \epsilon_r$  est un terme aléatoire spatialement retardé,  $\lambda_s$  le coefficient auto-régressif, et  $\zeta_r$  le terme d'erreur non corrélé et homoscédastique.

$$\begin{aligned} \mathbf{P}_{jr} &= \mathbf{X}_r \beta + \epsilon_r \\ \epsilon_r &= \lambda_s \mathbf{W} \zeta_r + \zeta_r, \text{ avec } \zeta_r \sim \mathbf{N}(\mathbf{0}, \sigma^2 \mathbf{I}_n) \end{aligned} \quad [\text{A7}]$$

où le terme d'erreur spatialement retardée est à présent  $\zeta_r$ , et non  $\epsilon_r$ . Dans les deux cas, d'une part, l'estimation est fondée sur le maximum de vraisemblance à information complète, et, d'autre part, l'hypothèse nulle, de la forme :  $H_0 : \lambda_s = 0$ , peut être vérifiée à l'aide de plusieurs tests, notamment : (i) tests dérivés du I de Moran, fondés sur des z-scores standardisés, qui suivent une distribution asymptotique normale<sup>87</sup> ; (ii) tests du multiplicateur de Lagrange ; (iii) test de Kalejian-Robinson ; (iv) test de Wald ; (v) test du rapport de vraisemblance<sup>88</sup>

Troisièmement, en présence d'hétérogénéité spatiale, deux modèles particuliers ont été considérés. Tout d'abord, un modèle d'erreur avec hétérosécadasticité selon le régime spatio-temporel inhérent à l'année de l'enquête. Ensuite, un modèle spatial auto-régressif – incorporation d'une variable dépendante spatialement retardée –, avec hétérosécadasticité et selon le régime spatio-temporel inhérent à l'année de l'enquête. Il est à remarquer que dans ces modèles, la variable hétérosécadastique est une variable binaire correspondant au régime spatio-temporel.

#### 4. Décomposition de l'inégalité

Le fondement de la méthode est lié à l'intérêt d'incorporer l'analyse statistique de la distribution des ressources au cadre économétrique du modèle du capital humain. En effet, en règle générale, lorsque l'on souhaite expliquer la structure de la distribution du bien-être ou des gains selon des groupes, on suppose que l'appartenance à ces derniers est un élément suffisant pour appréhender les différentes composantes de l'inégalité. Par exemple, la décomposition de l'indice de Gini relatif au niveau de vie d'une population par rapport aux milieux rural et urbain, conduit, selon l'approche de Yitzhaki et Lerman, à générer trois composantes : (i) l'inégalité intra-groupes ; (ii) l'impact de la stratification – ou la variation intra-groupes par rapport à l'ensemble des rangs ; (iii) l'inégalité inter-groupes<sup>89</sup>. En fait, la décomposition inter-groupes implique que, dans le cas présent, la localisation géographique – rural-urbain – explique à elle seule l'inégalité de la distribution. Or, l'inégalité entre les ménages ruraux et urbains peut résulter d'un différentiel de caractéristiques ou de rémunération des caractéristiques de ces derniers, qui peuvent être spécifiques à leur localisation sectorielle. Par conséquent, l'inégalité non-conditionnelle inhérente à (iii) peut différer d'une *inégalité conditionnelle* qui tiendrait compte de la spécificité des caractéristiques des ménages et de leurs rendements, en fonction de leur localisation sectorielle. Il peut en résulter une surestimation de la contribution de la localisation sectorielle des ménages à l'inégalité, dans la mesure où les ménages urbains peuvent avoir de meilleures caractéristiques que leurs homologues ruraux, non-compensées par certaines spécificités (meilleures) de ces derniers. Dans ces conditions, il importe de pouvoir indiquer quelle est la part de l'inégalité totale due, d'une part, à la variation des caractéristiques des ménages, et, d'autre part, à la localisation géographique, à l'appartenance ethnique, etc., toutes choses égales par ailleurs, c'est-à-dire en contrôlant par les caractéristiques des groupes. Ainsi, par exemple, la persistance d'une variation régionale des dépenses moyennes des ménages, après que les caractéristiques des ménages aient été prises en compte, signifie l'existence d'un pur effet de localisation<sup>90</sup>.

<sup>87</sup> Néanmoins, cette statistique ne permet pas d'indiquer quel type d'auto-corrélation prévaut.

<sup>88</sup> Les statistiques de Wald et du rapport de vraisemblance permettent de tester l'hypothèse du modèle du facteur commun, qui exprime une relation entre le modèle avec erreur spatiale et le modèle avec retard spatial.

<sup>89</sup> On notera que cette approche, utilisée à titre d'exemple, autorise une exacte décomposition de l'indice de Gini. Yitzhaki et Lerman [1991].

<sup>90</sup> Auquel on doit ajouter un éventuel rendement des caractéristiques non observables corrélées avec les variables spatiales.

La technique de décomposition de l'inégalité représente une extension de l'approche de Oaxaca visant à identifier les sources des écarts des gains sur le marché du travail. En effet, l'intégration de la technique de la régression et de l'analyse de l'inégalité permet, d'une part, de déterminer les facteurs – éducation, âge, etc. – qui sous-tendent l'ensemble de la distribution des gains ou des dépenses des ménages, et, d'autre part, de combiner la décomposition par sources des dépenses et la décomposition par sous-groupes de population. Supposons qu'au cours d'une période donnée, la relation entre les dépenses par tête des ménages d'une population et un ensemble de facteurs exogènes soit exprimée par l'équation [A8].

$$Y_i = \delta + \alpha_1 X_{1i} + \alpha_2 X_{2i} + \dots + \alpha_k X_{ki} + \eta_i \quad [A8]$$

où :  $Y_i$  se réfère aux dépenses par tête du ménage  $i$ ,  $X_{1i} \dots X_{ki}$  sont des variables exogènes – instruction, sexe, âge, etc. –, et  $\eta_i$  traduit le terme aléatoire. Lorsque l'équation [A8] est suffisamment significative, elle peut être utilisée pour décomposer l'inégalité des dépenses, l'estimation des  $\hat{\alpha}_k X_{ki}$  étant considérée comme la part des dépenses du ménage  $i$  due à ses dotations  $X_k$ <sup>91</sup>. Dans ce contexte, parmi les règles de décomposition d'indices d'inégalité disponibles, les plus directes et couramment utilisées sont celles dues à Shorrocks, exprimant une « décomposition naturelle »<sup>92</sup>. Elles concernent des indices d'inégalité – satisfaisant certains axiomes – pouvant être exprimés comme une somme pondérée des dépenses ou des revenus – Gini, variance, Theil. Dans ce cas, la somme des contributions proportionnelles  $k$  est égale à un par construction<sup>93</sup>. Néanmoins, Morduch et Sicular soulignent que les décompositions pour différents indices d'inégalité peuvent engendrer des résultats empiriques différents<sup>94</sup>. Il en est ainsi parce que des indices satisfaisant la propriété d'additions uniformes – la mesure de l'inégalité doit diminuer si chaque individu de la population reçoit un transfert de même importance – peuvent ne pas respecter le corollaire : une décomposition d'inégalité doit enregistrer une contribution strictement négative à l'inégalité d'ensemble pour toute composante distribuée de manière égalitaire et positive – et inversement<sup>95</sup>.

Dans ce contexte, la contribution proportionnelle de la source de revenu  $k$  – ou des dépenses – à l'inégalité générale est exprimée par [A9].

$$s_k = \text{cov}(Y^k, Y) / \sigma^2(Y), \quad \sum_k s_k = 1, \quad \text{et } Y = \sum_k Y^k \quad [A9]$$

où :  $Y^k$  est le revenu provenant de la source  $k$ ,  $Y$  traduit le revenu total, et  $\sigma^2(Y)$  se réfère à sa variance<sup>96</sup>. A cet égard, les  $s_k$  sont souvent appelés des « pondérations d'inégalité des facteurs ». En combinant les relations [A8] et [A9], on obtient l'équation [A10].

$$s_k = [\text{cov}(\hat{\alpha}_k X_k, Y)] / \sigma^2(Y) = [\hat{\alpha}_k \text{cov}(X_k, Y)] / \sigma^2(Y) = [\hat{\alpha}_k \sigma(X_k) \rho(X_k, Y)] / \sigma(Y) \quad [A10]$$

où :  $\sigma(X_k)$  et  $\sigma(Y)$  représentent l'erreur type, respectivement, de  $X_k$  et de  $Y$ , tandis que  $\rho(X_k, Y)$  est le coefficient de corrélation entre  $X_k$  et  $Y$ . Ainsi, la part de l'inégalité inhérente à l'inégale distribution de  $X_k$  dans les ménages est exprimée par  $s_k$ . Le facteur  $k$  diminue ou augmente l'inégalité selon que  $s_k$  est négatif ou positif. Si  $s_k$  est égal à zéro, la distribution du facteur  $k$  est comparable à celle du revenu ou des dépenses. Par ailleurs, la part du terme aléatoire  $s_{\eta}$ , indiquant l'importance relative de la distribution qui n'est pas expliquée par les variables exogènes, dépend de la qualité de l'estimation<sup>97</sup>. A cet égard, l'absence de rôle attribué au résidu ou au terme constant dans l'explication de l'inégalité est discutée par Wan<sup>98</sup>. Enfin, il est à souligner que  $s_k$  est d'autant plus

<sup>91</sup> L'équation [A8] n'étant pas un modèle structurel de comportement des ménages, ni une relation explicitant le processus de détermination des gains, elle ne peut pas être utilisée pour prédire ce qu'il adviendrait à l'inégalité, consécutivement à une variation des variables exogènes.

<sup>92</sup> Shorrocks [1982].

<sup>93</sup> D'autres techniques ne reposant sur une « décomposition naturelle » ont été proposées. Voir, par exemple, Bourguignon, Fournier et Gurgand [2001].

<sup>94</sup> Morduch, Sicular [2002].

<sup>95</sup> Le coefficient de Gini ne satisfait pas ce corollaire.

<sup>96</sup> On peut aussi écrire :  $s_k = \text{cov}(Y^k, Y) / \sigma^2(Y) = r_k c_k / c$ , où  $r_k$  est le coefficient de corrélation avec le revenu ou les dépenses totales, et  $c_k$  et  $c$  les erreurs type, respectivement, de la kème composante et du revenu total.

<sup>97</sup>  $s_{\eta} = \text{cov}(s_{\eta}, Y) / \sigma^2(Y) = 1 - R^2$  et  $\sum_k s_k + s_{\eta} = 1$ . Ajoutons que, dans ce cadre analytique, le terme constant ne contribue pas à l'inégalité :  $\text{cov}(\delta, Y) = 0$ .

<sup>98</sup> Wan [2002] considère qu'il est incorrect d'éliminer le rôle du résidu et du terme constant, et propose une procédure pour en tenir compte.

important que  $\hat{\alpha}_k$  est grand – le rendement de la caractéristique k est élevé –, que la variation de  $X_k$  est ample, relativement aux dépenses ou au revenu, ou qu’il existe une forte corrélation entre les dépenses et la caractéristique.

Dans le cadre de la présente recherche, les développements précédents appellent trois observations additionnelles.

Premièrement, l’évaluation de la part de l’inégalité due au facteur k,  $s_k$ , peut être obtenue directement, Ravallion et Chen indiquant qu’elle est égale au produit entre, d’une part, le coefficient de régression d’une estimation par les moindres carrés ordinaires de  $X_k$  en fonction  $Y$ , et, d’autre part, les  $\hat{\alpha}_k$ <sup>99</sup>.

Deuxièmement, il est possible de combiner la contribution à l’inégalité d’un groupe de régresseurs, en effectuant la sommation des  $s_k$  de tous les facteurs au sein d’un groupe donné, noté g, selon [A11].

$$s_g = \sum_{k \in g} S_k = [\text{cov}(\sum_{k \in g} S_k \hat{\alpha}_k X_k, Y)] / \sigma^2(Y) \quad \text{[A11]}$$

Troisièmement, l’option analytique précédente permet également de mesurer la contribution des facteurs à la variation d’inégalité entre deux périodes, pays ou groupes. Dans cette optique, la variation d’inégalité peut être appréhendée comme suit<sup>100</sup>. Si I est une mesure de l’inégalité, l’écart d’inégalité entre deux dates peut être exprimé par [A12].

$$I_2 - I_1 = \sum_k (S_{k,2} I_2 - S_{k,1} I_1) + (S_{\eta,2} I_2 - S_{\eta,1} I_1) \quad \text{[A12]}$$

où :  $s_{k,1}$  et  $s_{k,2}$  se réfèrent aux pondérations d’inégalité du facteur k, respectivement, pour les périodes 1 et 2. De ce fait, la variation d’inégalité en pourcentage est donnée par [A13].

$$\Pi_k(I) = (s_{k,2} I_2 - s_{k,1} I_1) / (I_2 - I_1), \text{ avec : } \sum_k \Pi_k(I) + \Pi_{\eta}(I) = 1 \quad \text{[A13]}$$

Ainsi, l’équation [A13] suggère explicitement que la contribution d’un facteur k à la variation de l’inégalité entre deux dates dépend de la manière dont cette dernière est appréhendée. Par ailleurs, compte tenu de l’équation [A10], il est possible d’expliquer, pour tout  $s_k$ , dans quelle mesure les sources de variation sont imputables à la modification des coefficients, à la variation de l’inégalité inhérente aux variables explicatives, ou aux changements de corrélation entre ces dernières et le revenu ou les dépenses.

<sup>99</sup> Ravallion, Chen [1999].

<sup>100</sup> Jenkins [1995] ; Fields et Yoo [2000].

**Tableau A1 : Sources des revenus réels de l'ensemble des ménages selon la localisation géographique - pourcentage des transferts – Burkina Faso 1998-2003<sup>1</sup>**

Sources de revenus	Profits agricoles de rente	Profits agricoles vivrière	Profits élevage	Salaires	Profits indépendant non agricole	Loyers	Transferts privés – envois de fonds du Burkina Faso <sup>2</sup>	Transferts privés – envois de fonds de l'étranger <sup>2</sup>	Transferts institutionnels <sup>3</sup>	Autres transferts <sup>4</sup>	Total	
											% des transferts	N (ménages)
Localisation du ménage												
<b>1998</b>												
<b>Rural</b>	<b>19,7</b>	<b>9,5</b>	<b>23,1</b>	<b>11,2</b>	<b>24,6</b>	<b>0,5</b>	<b>2,1</b>	<b>15,6</b>	<b>3,3</b>	<b>0,4</b>	<b>100,0</b>	<b>6314</b>
Hauts Bassins	51,7	19,2	8,4	5,4	8,6	1,4	0,8	2,9	1,4	0,0	100,0	497
Boucle du Mouhoun	41,3	7,7	12,1	16,0	14,4	0,5	1,2	2,1	4,6	0,2	100,0	689
Sahel	0,6	1,6	41,2	5,0	47,9	0,3	1,8	1,5	0,1	0,0	100,0	518
Est	10,3	7,0	30,9	14,4	31,2	0,4	1,6	1,1	2,3	0,7	100,0	679
Sud-Ouest	14,6	11,0	12,0	7,2	41,4	0,1	0,8	5,0	7,8	0,0	100,0	383
Centre-Nord	5,5	4,0	55,1	2,5	14,0	0,0	2,2	13,5	3,0	0,1	100,0	722
Centre-Ouest	13,3	10,2	23,1	14,9	21,9	0,5	1,7	6,1	8,0	0,3	100,0	655
Plateau Central	8,9	8,3	23,9	20,0	31,2	0,1	2,3	3,1	0,8	1,3	100,0	742
Nord	0,7	4,3	34,7	5,6	24,8	0,3	5,2	19,4	4,1	1,0	100,0	477
Centre-Est	10,5	10,9	24,7	13,9	17,9	0,1	4,9	15,6	1,1	0,2	100,0	663
Centre	1,1	2,7	9,0	15,3	69,7	0,3	0,6	0,3	0,6	0,3	100,0	128
Cascades	42,8	13,2	8,4	14,3	9,5	0,5	8,1	3,2	0,0	0,1	100,0	134
Centre-Sud	5,1	21,2	13,8	11,4	44,3	0,0	0,3	1,2	1,1	1,7	100,0	296
<b>Urbain</b>	<b>0,2</b>	<b>0,8</b>	<b>0,8</b>	<b>41,0</b>	<b>47,0</b>	<b>1,3</b>	<b>2,1</b>	<b>1,6</b>	<b>4,5</b>	<b>0,7</b>	<b>100,0</b>	<b>1899</b>
Urbain Centre	0,0	0,1	0,1	39,4	54,1	1,0	1,4	1,0	2,7	0,3	100,0	919
Autre urbain	0,7	2,0	2,0	43,9	34,4	1,6	3,4	2,8	7,8	1,4	100,0	980
Ensemble	8,9	4,7	10,8	27,7	36,9	0,9	2,1	3,5	4,0	0,6	100,0	8213
<b>2003</b>												
<b>Rural</b>	<b>10,9</b>	<b>11,8</b>	<b>38,2</b>	<b>5,6</b>	<b>18,9</b>	<b>0,1</b>	<b>3,9</b>	<b>8,3</b>	<b>1,8</b>	<b>0,5</b>	<b>100,0</b>	<b>6612</b>
Hauts Bassins	21,7	15,5	28,5	3,6	15,4	0,2	2,3	12,5	0,4	0,0	100,0	563
Boucle du Mouhoun	6,2	9,5	24,8	9,5	33,0	0,3	7,8	7,3	1,7	0,0	100,0	738
Sahel	1,3	3,1	68,9	1,1	17,0	0,0	4,9	3,3	0,3	0,0	100,0	613
Est	12,3	10,6	35,3	16,6	12,4	0,1	5,5	2,2	1,2	4,0	100,0	668
Sud-Ouest	4,1	16,9	13,9	9,8	43,1	0,1	2,7	5,2	2,7	1,4	100,0	405
Centre-Nord	10,4	9,8	55,4	2,2	10,7	0,0	1,3	9,5	0,7	0,1	100,0	618
Centre-Ouest	24,4	9,9	16,9	8,3	13,7	0,1	4,1	10,9	11,6	0,0	100,0	593
Plateau Central	9,5	20,1	36,3	4,7	19,6	0,0	3,8	4,0	1,0	1,0	100,0	434
Nord	2,6	10,1	35,0	5,0	25,8	0,0	4,6	16,1	0,8	0,0	100,0	553
Centre-Est	7,9	11,5	30,9	5,0	23,3	0,0	3,5	16,2	0,9	0,7	100,0	633
Centre	6,6	11,6	14,5	27,4	23,1	0,0	14,4	1,1	1,2	0,0	100,0	142
Cascades	34,5	22,7	16,3	2,9	19,0	0,0	2,4	1,3	0,9	0,0	100,0	264
Centre-Sud	5,6	33,4	22,4	1,7	10,1	0,2	3,6	22,7	0,0	0,4	100,0	387
<b>Urbain</b>	<b>0,5</b>	<b>2,4</b>	<b>2,4</b>	<b>41,8</b>	<b>31,9</b>	<b>3,5</b>	<b>5,0</b>	<b>4,4</b>	<b>6,9</b>	<b>1,1</b>	<b>100,0</b>	<b>1743</b>
Urbain Centre	0,1	0,6	0,9	50,3	28,7	3,9	4,5	4,2	5,8	1,0	100,0	791
Autre urbain	0,9	4,3	3,9	32,9	35,3	3,0	5,6	4,8	8,1	1,2	100,0	952
Ensemble	7,1	8,3	24,9	19,0	23,7	1,3	4,4	6,8	3,7	0,7	100,0	8355

(1) Approche fondée sur les données relatives aux ménages. Par ailleurs, les données sur les revenus sont déflatées selon un indice des prix régionaux ; (2) Dons, cadeaux, mandats; (3) Retraite, bourses, assurance, allocations familiales, pension alimentaire; (4) Jeu de hasard, mariage, héritage ; (5) Le seuil de pauvreté est de : (i) 72 690 F. Cfa par tête et par an en 1998 ; (ii) 82 672 F.Cfa par tête et par an. Les non pauvres sont les ménages appartenant aux 30 pour cent les plus élevés de la distribution du niveau de vie. La catégorie des intermédiaires n'est pas indiquée.

Source : A partir des bases de données des enquêtes prioritaires 1998 et 2003.



**Tableau A2 : Répartition des transferts privés réels des ménages selon leur origine et la localisation géographique du ménage – 10 ans et plus – et du groupe – pourcentage – Burkina Faso 1998-2003<sup>1</sup>**

Origine des transferts	Burkina Faso				Etranger						Autres transferts <sup>2</sup>		Total		
	Urbain		Rural		Côte d'Ivoire		France		Autres pays		Trans-ferts	Ména-ges	% trans-ferts	% ména-ges	N (ména-ges)
	Trans-ferts	Ména-ges	Trans-ferts	Ména-ges	Trans-ferts	Ména-ges	Trans-ferts	Ména-ges	Trans-ferts	Ména-ges					
<b>1998</b>															
<b>Rural</b>	<b>14,7</b>	<b>56,6</b>	<b>11,3</b>	<b>82,2</b>	<b>60,4</b>	<b>92,3</b>	<b>2,3</b>	<b>73,0</b>	<b>6,4</b>	<b>66,4</b>	<b>4,9</b>	<b>66,8</b>	<b>100,0</b>	<b>79,4</b>	<b>2335</b>
Hauts Bassins	16,5	3,6	4,4	2,5	74,4	4,1	3,4	4,8	0,5	0,5	0,8	2,0	100,0	3,7	110
Boucle du Mouhoun	19,9	3,9	13,4	7,2	45,2	3,9	9,6	6,9	6,3	2,7	5,5	2,3	100,0	4,2	123
Sahel	27,2	0,9	26,9	2,6	29,5	1,7	0,7	2,3	15,6	1,4	0,1	0,8	100,0	1,7	50
Est	27,1	7,2	21,4	18,7	26,4	1,9	0,0	0,0	5,3	7,2	19,9	10,2	100,0	6,4	188
Sud-Ouest	6,1	0,8	6,2	2,7	83,1	4,1	2,0	2,1	2,3	1,8	0,3	1,2	100,0	3,0	89
Centre-Nord	10,0	8,1	3,6	6,7	81,0	19,6	4,1	20,2	0,5	0,7	0,8	5,9	100,0	14,4	424
Centre-Ouest	13,9	5,1	7,1	4,0	72,0	15,0	1,0	5,3	2,3	2,6	3,5	2,3	100,0	10,1	296
Plateau Central	28,7	7,1	5,7	4,2	40,6	6,4	1,3	3,0	3,9	4,2	19,8	7,8	100,0	5,9	175
Nord	12,5	9,8	7,8	16,1	71,9	18,3	1,9	10,3	1,9	4,2	4,0	20,4	100,0	12,9	380
Centre-Est	13,4	6,9	10,2	15,7	46,2	14,8	1,4	14,2	27,7	39,0	1,1	2,5	100,0	13,4	395
Centre	12,8	1,3	30,4	0,9	20,1	0,4	12,0	0,9	0,0	0,0	24,8	3,4	100,0	1,0	28
Cascades	8,0	0,7	63,5	0,9	27,5	1,2	0,5	0,7	0,0	0,0	0,5	0,2	100,0	1,0	30
Centre-Sud	8,3	1,0	0,0	0,0	28,4	0,9	5,3	4,2	4,2	2,3	53,7	7,3	100,0	1,6	47
<b>Urbain</b>	<b>41,2</b>	<b>43,4</b>	<b>6,2</b>	<b>17,8</b>	<b>15,1</b>	<b>7,7</b>	<b>3,0</b>	<b>27,0</b>	<b>18,5</b>	<b>33,6</b>	<b>15,9</b>	<b>33,2</b>	<b>100,0</b>	<b>20,6</b>	<b>606</b>
Urbain Centre	48,9	19,4	2,4	4,7	10,1	1,3	4,2	9,2	23,1	13,3	11,3	4,8	100,0	7,3	216
Autre urbain	36,6	24,3	8,6	13,0	18,2	6,4	2,3	16,0	15,6	20,0	18,6	28,9	100,0	13,2	390
Ensemble <sup>3</sup>	25,3	9,9	9,3	4,9	42,4	20,1	2,6	0,9	11,2	1,6	9,3	2,8	100,0	34,2	2941
<b>2003</b>															
<b>Rural</b>	<b>18,9</b>	<b>61,4</b>	<b>12,2</b>	<b>78,9</b>	<b>50,0</b>	<b>87,8</b>	<b>0,3</b>	<b>15,0</b>	<b>14,7</b>	<b>77,0</b>	<b>4,0</b>	<b>49,9</b>	<b>100,0</b>	<b>72,7</b>	<b>1054</b>
Hauts Bassins	13,9	5,1	1,6	3,0	79,1	6,8	0,0	0,0	5,3	5,1	0,2	5,9	100,0	4,6	67
Boucle du Mouhoun	14,2	2,6	37,6	13,0	48,2	4,9	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	1,1	100,0	5,7	83
Sahel	31,1	6,0	29,8	17,0	35,3	5,5	0,7	3,3	3,1	2,5	0,1	2,4	100,0	8,5	123
Est	20,7	3,4	26,4	7,5	7,5	1,0	0,0	0,0	11,1	3,5	34,2	5,2	100,0	4,0	58
Sud-Ouest	16,3	1,8	12,5	1,3	35,6	4,1	0,0	0,0	20,4	3,2	15,2	5,6	100,0	2,6	37
Centre-Nord	6,1	3,1	5,5	4,8	86,0	15,5	0,0	0,0	1,8	2,3	0,6	2,6	100,0	6,9	100
Centre-Ouest	23,9	7,6	3,6	4,6	63,3	15,4	0,0	0,0	9,2	3,2	0,0	0,0	100,0	8,4	121
Plateau Central	30,6	9,3	13,1	8,5	41,8	6,8	0,0	0,0	3,5	1,0	11,0	9,9	100,0	8,2	119
Nord	15,4	5,7	6,8	4,9	75,9	8,7	1,9	7,0	0,0	0,0	0,0	0,0	100,0	6,1	89
Centre-Est	12,3	6,9	5,0	6,4	24,4	15,0	0,3	6,0	54,5	31,7	3,5	12,1	100,0	10,4	151
Centre	78,8	5,7	14,1	5,4	5,4	0,3	0,0	0,0	1,7	1,4	0,0	0,0	100,0	3,1	45
Cascades	8,1	0,9	55,8	2,5	36,1	1,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	100,0	1,2	17
Centre-Sud	12,0	3,4	1,5	0,3	22,4	2,8	0,0	0,0	62,6	13,0	1,5	4,8	100,0	3,1	45
<b>Urbain</b>	<b>38,1</b>	<b>38,6</b>	<b>9,7</b>	<b>21,1</b>	<b>15,9</b>	<b>12,2</b>	<b>9,5</b>	<b>85,0</b>	<b>16,4</b>	<b>33,0</b>	<b>10,3</b>	<b>50,1</b>	<b>100,0</b>	<b>27,3</b>	<b>394</b>
Urbain Centre	39,5	19,7	7,5	7,5	16,2	4,8	6,8	41,4	19,2	14,9	10,8	23,0	100,0	12,2	176
Autre urbain	36,9	18,9	11,6	13,6	15,6	7,4	11,9	43,6	14,0	18,1	10,0	27,1	100,0	15,1	218
Ensemble <sup>3</sup>	25,2	7,2	11,4	4,5	38,7	4,8	3,3	0,2	15,3	1,0	6,1	1,1	100,0	17,3	1448

(1) Approche fondée sur les données relatives aux ménages. Par ailleurs, les données sur les revenus sont déflatées selon un indice des prix régionaux ; Dons, cadeaux, mandats ; (2) Jeu de hasard, mariage, héritage ; (3) Voir le tableau 1 pour le calcul des pourcentages.

Source : A partir des bases de données des enquêtes prioritaires 1998 et 2003.

**Tableau A3 : Coefficients de régression de l'estimation logistique multinomiale des déterminants du niveau de vie des ménages en milieu rural – Burkina Faso 1998-2003<sup>1</sup>**

Variables	Log des chances – $\beta$ – d'appartenir à la strate j (0 à 2) comparativement aux non pauvres – normalisés à 0 –, et variation de probabilité (effet marginal) consécutive aux variations des caractéristiques											
	2003 - rural						1998 - rural					
	1 = Pauvres			2 = Intermédiaires			1 = Pauvres			2 = Intermédiaires		
	$\beta$	t <sup>2</sup>	Ef. mg.	$\beta$	t <sup>2</sup>	Ef. mg.	$\beta$	t <sup>2</sup>	Ef. mg.	$\beta$	t <sup>2</sup>	Ef. mg.
<b>Constante</b>	-5,3952	-6,544*	-0,9843*	-1,9225	-3,424*	0,4675*	-5,8966	-7,874*	-0,8871*	-2,9842	-5,102*	0,3343*
<b>Instruction du chef<sup>3</sup></b>												
Primaire	-0,5226	-3,384*	-0,0610*	-0,4054	-2,784*	-0,0054	-0,5049	-2,818*	-0,0424	-0,4403	-2,760*	-0,0169
Secondaire & plus	-1,1368	-4,063*	-0,1259*	-0,8911	-3,824*	-0,0178	-1,2233	-3,560*	-0,0006	-1,6302	-5,315*	-0,1798*
<b>Inst. autres membres<sup>4</sup></b>												
Années	-0,0550	-0,821	-0,0190	0,0323	0,538	0,0172	-0,1568	-2,995*	-0,0201*	-0,0984	-2,106*	0,0042
(Années) <sup>2</sup> /100	-0,5609	-0,646	-0,0058	-0,8349	-1,202	-0,1033	0,7612	1,495	0,0536	0,7203	1,748**	0,0394
<b>Démographie du chef</b>												
Age	0,0333	2,115*	0,0072*	0,0055	0,374	-0,0044**	0,0293	1,830**	0,0046	0,0134	0,915	-0,0020
(Age) <sup>2</sup> /100	-0,0215	-1,326	-0,0051**	-0,0007	-0,045	0,0035	-0,0140	-0,900	-0,0022	-0,0066	-0,460	0,0009
Sexe	-0,8944	-3,866*	-0,1163*	-0,6010	-2,903*	0,0099	-0,1777	-0,782	-0,0364	-0,0362	-0,184	0,0233
Marié	-0,0825	-0,424	-0,0117	-0,0497	-0,279	0,0030	-0,2870	-1,589	-0,0280	-0,2287	-1,410	-0,0042
<b>Type de ménage<sup>10</sup></b>												
Nucléaire	0,3967	3,200*	0,0818*	0,0903	0,822	-0,0465*	0,9499	3,841*	0,0761	0,8488	4,015*	0,0368
Elargi	0,3247	3,991*	0,0667*	0,0755	1,036	-0,0377*	1,0098	4,196*	0,0806	0,9038	4,378*	0,0395
<b>Démographie ménage</b>												
Nombre < 5 ans	0,9465	10,345*	0,1316*	0,5858	6,878*	-0,0225	0,6191	8,265*	0,0773*	0,4005	5,548*	-0,0136
(Nombre < 5 ans) <sup>2</sup> /100	-11,5433	-5,326*	-1,5902*	-7,2372	-3,600*	0,2526	-6,0439	-3,964*	-0,7468*	-3,9538	-2,627*	0,1220
Nombre 5-14 ans	0,6700	12,374*	0,1024*	0,3613	6,998*	-0,0287*	0,6304	12,461*	0,0925*	0,3318	6,918*	-0,0325*
(Nombre 5-14 ans) <sup>2</sup> /100	-4,8617	-6,290*	-0,6750*	-3,0316	-4,006*	0,1120	-3,8720	-6,550*	-0,5704*	-2,0263	-3,513*	0,2030*
Nombre 15-60 ans	0,2744	3,512*	0,0407*	0,1551	2,139*	-0,0100	0,3164	5,059*	0,0552*	0,1184	2,007*	-0,0282*
(Nombre 15-60 ans) <sup>2</sup> /100	-1,3066	-1,587	-0,3175*	-0,0195	-0,025	0,2199*	-2,3322	-5,119*	-0,3657*	-1,0979	-2,550*	0,1525*
Nombre >60 ans	0,1820	0,870	-0,0035	0,2806	1,370	0,0358	0,1694	1,011	0,0291	0,0654	0,402	-0,0145
(Nombre >60 ans) <sup>2</sup> /100	1,8481	0,198	0,9825	-3,0750	-0,336	-1,0537	-1,8906	-0,283	-0,2233	-1,2933	-0,197	-0,0242
<b>Migrant<sup>5</sup></b>	-0,5046	-2,733*	-0,0128	-0,6462	-3,641*	-0,0678**	-0,1606	-0,971	-0,0111	-0,1534	-0,971	-0,0086
<b>Transferts<sup>6</sup></b>	-0,3225	-1,773**	-0,0315	-0,2774	-1,604	-0,0109	0,2491	2,085*	0,0066	0,2964	2,590*	0,0278
<b>Prop. employés/ménage</b>	4,544*	4,544*	0,0020*	0,0024	1,2197	-0,0010*	-0,0079	-2,786*	-0,0006	-0,0073	-2,913*	-0,0004
<b>Statut du travail<sup>7</sup></b>												
Salarié du privé	0,3323	0,343	0,0168	0,3764	0,718	0,0329	3,1711	4,311*	0,4341*	1,8414	3,191*	-0,1214
Indépendant non agricole	1,6851	2,378*	0,2618	0,8840	2,179*	-0,0781	1,5213	2,490*	0,1550	1,1766	2,861*	0,0139
Agriculteur de rente	1,7477	2,516*	0,2470	1,0595	2,735*	-0,0469	2,1713	3,874*	0,2300**	1,6314	4,337*	0,0181
Agriculteur de subsistance	2,6700	3,875*	0,4037*	1,4650	3,864*	-0,1084	3,0994	5,578*	0,3811*	2,0380	5,503*	-0,0600
Chômeur	2,3282	3,092*	0,3144**	1,4962	3,230*	-0,0422	3,7067	3,542*	0,4375*	2,5377	2,682*	-0,0470
Inactif <sup>8</sup>	2,7889	3,827*	0,4099*	1,5988	3,659*	-0,0968	2,9193	4,854*	0,3758*	1,8267	4,248*	-0,0794
<b>Région<sup>9</sup></b>												
Boucle du Mouhoun	0,8729	4,531*	0,1247*	0,5209	2,799*	-0,0254	0,8482	4,222*	0,1101*	0,5256	2,829*	-0,0243
Sahel	-0,5840	-2,958*	-0,0717*	-0,4167	-2,268*	0,0007	-0,2281	-1,034	-0,0214	-0,1808	-0,898	-0,0031
Est	-0,5419	-2,879*	-0,1011*	-0,1856	-1,060	0,0487	0,1260	0,603	0,0262	-0,0235	-0,122	-0,0170
Sud-Ouest	0,7472	3,341*	0,0716**	0,6506	3,058*	0,0272	0,5019	2,124*	0,0639	0,3178	1,463	-0,0127
Centre-Nord	-1,3260	-6,628*	-0,2783*	-0,2751	-1,542	0,1621*	0,4448	1,983*	0,0416	0,3598	1,739**	0,0085
Centre-Ouest	-0,6289	-3,301*	-0,0987*	-0,3239	-1,837**	0,0306	-0,3148	-1,518	-0,0304	-0,2527	-1,324	-0,0052
Plateau Central	0,2547	1,123	0,0534	0,0529	0,237	-0,3113	0,6881	3,036*	0,1082*	0,3222	1,513	-0,0454
Nord	1,1906	5,399*	0,1942*	0,5706	2,605*	-0,0681**	0,7709	2,807*	0,0800**	0,5884	2,233*	0,0051
Centre-Est	0,2316	1,194	0,0507	0,0354	0,190	-0,0313	0,9753	4,446*	0,1747*	0,3391	1,637**	-0,0933*
Centre	0,5448	1,616	0,0876	0,2685	0,814	-0,0294	-0,8406	-2,731*	-0,1335*	-0,3861	-1,417	0,0573
Cascades	0,0984	0,440	0,0661	-0,2440	-1,117	-0,0753**	-0,4303	-1,392	-0,0524	-0,2853	-1,023	0,0077
Centre-Sud	0,9348	4,102*	0,1807*	0,2840	1,242	-0,0927*	0,2930	1,259	0,1224*	-0,2835	-1,275	-0,1230*
Log vraisemblance				-5 352,65							-5 289,67	
$\chi^2$ (sig)				1 851,34 (0,000)							1 828,05 (0,000)	
Pseudo-R <sup>2</sup>				0,147							0,147	
N				5 900							5 885	

(1) La variable dépendante est normalisée à zéro pour les non pauvres ; (2) Probabilité « two-tailed » que le coefficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le  $\beta$  et l'erreur type ; (3) Base = sans instruction ; (4) Sauf le chef ; (5) Migrants à la recherche de travail ou de terre cultivable en 1998 ; migrant de Côte d'Ivoire en 2003 au cours des 12 derniers mois ; (6) Oui = 1 - envois de fonds de Côte d'Ivoire s'élevant à au moins 75 pour cent des transferts privés ; (7) Base = salarié du public ; (8) Y compris apprentis, bénévoles et aides familiaux ; (9) Base = Hauts Bassins ; (10) base = monoparental.

Note : \* = significatif à 5 pour cent au moins ; \*\* = significatif entre 5 et 10 pour cent.

Source : A partir des bases de données des enquêtes prioritaires 1998 et 2003.

**Tableau A4 : Coefficients de régression de l'estimation logistique multinomiale des déterminants du niveau de vie des ménages en milieu urbain – Burkina Faso 1998-2003<sup>1</sup>**

Variables	Log des chances – $\beta$ – d'appartenir à la strate j (0 à 2) comparativement aux non pauvres – normalisés à 0 –, et variation de probabilité (effet marginal) consécutive aux variations des caractéristiques											
	2003 - urbain						1998 - urbain					
	1 = Pauvres			2 = Intermédiaires			1 = Pauvres			2 = Intermédiaires		
	$\beta$	t <sup>2</sup>	Ef. mg.	$\beta$	t <sup>2</sup>	Ef. mg.	$\beta$	t <sup>2</sup>	Ef. mg.	$\beta$	t <sup>2</sup>	Ef. mg.
<b>Constante</b>	-4,5575	-4,945*	-0,2353*	-2,9957	-4,335*	-0,4941*	-5,7601	-5,466*	-0,1608*	-3,8265	-5,856*	-0,6330*
<b>Instruction du chef<sup>3</sup></b>												
Primaire	-0,7514	-3,900*	-0,0412*	-0,3565	-2,610*	-0,0551*	-0,7691	-3,464*	-0,0212*	-0,5400	-3,862*	-0,0896*
Secondaire & plus	-1,3641	-5,335*	-0,0657*	-1,1658	-7,021*	-0,1994*	-2,8301	-5,124*	-0,0818*	-1,5299	-8,404*	-0,2489*
<b>Inst. autres membres<sup>4</sup></b>												
Années	0,0155	0,182	0,0004	0,0326	0,595	0,0060	-0,3218	-4,934*	-0,0093*	-0,1723	-4,077*	-0,0280*
(Années) <sup>2</sup> /100	-2,7158	-2,485*	-0,1442*	-1,5527	-2,698*	-0,2499*	2,1661	4,247*	0,0623*	1,2050	3,781*	0,1965*
<b>Démographie du chef</b>												
Age	0,0131	0,395	0,0004	0,0252	0,952	0,0046	-0,0051	-0,144	-0,0004	0,0339	1,391	0,0061
(Age) <sup>2</sup> /100	0,0014	0,042	0,0004	-0,0197	-0,713	-0,0038	0,0211	0,626	0,0009	-0,0250	-1,013	-0,0046
Sexe	-0,9854	-3,323*	-0,0559*	-0,3597	-1,748**	-0,0516	-0,8156	-2,359*	-0,0230*	-0,5096	-2,633*	-0,0839*
Marié	-0,2033	-0,731	-0,0093	-0,2017	-1,061	-0,0350	0,0548	0,174	0,0002	-0,2441	-1,448	-0,0446
<b>Type de ménage<sup>10</sup></b>												
Nucléaire	0,3866	2,302*	0,0175**	0,3934	3,260*	0,0685*	1,3659	3,221*	0,0380*	0,9246	4,123*	0,1532*
Elargi	0,1340	1,255	0,0061	0,1319	1,699**	0,0229	0,8921	2,163*	0,0248**	0,5984	2,751*	0,0991*
<b>Démographie ménage</b>												
Nombre < 5 ans	1,5274	7,619*	0,0818*	0,8308	5,591*	0,1324*	1,0998	5,821*	0,0311*	0,6763	4,793*	0,1112*
(Nombre < 5 ans) <sup>2</sup> /100	-39,5390	-5,816*	-2,0925*	-23,0738	-4,521*	-3,7285*	-11,9400	-2,099*	-0,3430*	-6,7149	-1,354	-1,0963
Nombre 5-14 ans	0,9024	7,709*	0,0494*	0,4287	5,371*	0,0663*	0,5771	5,669*	0,0156*	0,4512	5,742*	0,0754*
(Nombre 5-14 ans) <sup>2</sup> /100	-8,4446	-4,595*	-0,4756*	-3,2862	-2,744*	-0,4818*	-3,5509	-2,712*	-0,0919*	-3,2663	-2,623*	-0,5511*
Nombre 15-60 ans	0,3871	3,783*	0,0196*	0,2721	3,554*	0,0453*	0,3437	2,979*	0,0093*	0,2622	3,050*	0,0438*
(Nombre 15-60 ans) <sup>2</sup> /100	-1,8946	-2,583*	-0,0989*	-1,1821	-2,202*	-0,1933*	-1,8292	-2,352*	-0,0459**	-1,8650	-2,905*	-0,3162*
Nombre >60 ans	0,3733	1,040	0,0144	0,5228	1,722**	0,0936**	0,3746	1,057	0,0094	0,3716	1,327	0,0629
(Nombre >60 ans) <sup>2</sup> /100	-8,5031	-0,508	-0,1186	-23,9119	-1,584	-4,4317	-20,4643	-1,313	-0,5164	-20,5469	-1,522	-3,4819
<b>Migrant<sup>5</sup></b>	0,6833	1,598	0,0335	0,5464	1,733**	0,0927	0,5325	1,048	0,0228	-0,6540	-1,244	-0,1202
<b>Transferts<sup>6</sup></b>	-0,7129	-1,311	-0,0505	0,3167	0,928	0,0731	0,6899	2,076*	0,0212*	0,2069	0,809	0,0312
<b>Prop. employés/ménage</b>	0,0087	2,443*	0,0006*	-0,0013	-0,475	-0,0004	0,0014	0,338	0,0000	0,0031	1,227	0,0005
<b>Statut du travail<sup>7</sup></b>												
Salarié du privé formel	1,0321	2,593*	0,0482*	0,9680	4,101*	0,1674*	-0,2626	-0,331	-0,0071	-0,1984	-0,564	-0,0331
Salarié du privé informel	1,6409	3,597*	0,0828*	1,1863	3,960*	0,1985*	1,4044	2,897*	0,0369*	1,2203	5,346*	0,2053*
Indépendant non agricole	0,8500	2,386*	0,0397**	0,7975	3,693*	0,1379*	0,9311	2,061*	0,0263**	0,5725	2,701*	0,0941*
Agriculteur	2,0760	5,688*	0,1041*	1,5381	6,517*	0,2583*	2,7101	5,994*	0,0769*	1,6466	7,156*	0,2705*
Chômeur	0,9814	2,105*	0,0482**	0,7832	2,585*	0,1328*	2,2418	4,283*	0,0654*	1,1264	3,638*	0,1820*
Inactif <sup>8</sup>	0,6790	1,630**	0,0287	0,8083	3,114*	0,1430*	1,4536	2,719*	0,0387*	1,1987	4,254*	0,2010*
<b>Région<sup>9</sup></b>												
Urbain Centre	-0,8666	-5,425*	-0,0461*	-0,4881	-4,238*	-0,0783*	0,7064	3,841*	0,0215*	0,2430	2,057*	0,0375**
Log vraisemblance				-1 840,56							-1 666,82	
$\chi^2$ (sig)				1 235,70 (0,000)							1 138,39 (0,000)	
Pseudo-R <sup>2</sup>				0,251							0,255	
N				2 600							2 593	

(1) La variable dépendante est normalisée à zéro pour les non pauvres ; (2) Probabilité « two-tailed » que le coefficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le  $\beta$  et l'erreur type ; (3) Base = sans instruction ; (4) Sauf le chef ; (5) Migrants à la recherche de travail ou de terre cultivable en 1998 ; migrant de Côte d'Ivoire en 2003 au cours des 12 derniers mois ; (6) Oui = 1 - envois de fonds de Côte d'Ivoire s'élevant à au moins 75 pour cent des transferts privés ; (7) Base = salarié du public ; (8) Y compris apprentis, bénévoles et aides familiaux ; (9) Base = autres villes ; (10) base = monoparental.

Note : \* = significatif à 5 pour cent au moins ; \*\* = significatif entre 5 et 10 pour cent.

Source : A partir des bases de données des enquêtes prioritaires 1998 et 2003.

**Tableau A5 : Analyse de sensibilité : effets des changements structurels et démographiques sur la distribution du niveau de vie selon les strates des ménages ruraux – Burkina Faso 1998-2003**

Variables	Probabilités prédites pour les ménages d'être localisés dans les strates suivantes de la distribution du niveau de vie <sup>1</sup>					
	Strates des ménages ruraux : 2003			Strates des ménages ruraux : 1998		
	Pauvres	Intermédiaires	Riches	Pauvres	Intermédiaires	Riches
<b>Statut du travail</b>						
Salarié du public	0,0293	0,1288	0,8420	0,0297	0,0820	0,8882
Salarié du privé	0,0559	0,2209	0,7232	0,2767	0,2726	0,4507
Indépendant non agricole	0,2733	0,3322	0,3945	0,1463	0,2968	0,5569
Agriculteur de rente	0,3914	0,3704	0,2381	0,3656	0,4380	0,1964
Agriculteur de subsistance	0,4747	0,3357	0,1896	0,4482	0,3877	0,1641
Chômeur	0,2957	0,3927	0,3116	0,5108	0,3817	0,1074
Inactif	0,3971	0,3681	0,2348	0,4166	0,3555	0,2279
<b>Education chef ménage</b>						
Sans instruction	0,4536	0,3452	0,2012	0,4337	0,3944	0,1719
Primaire	0,3388	0,3352	0,3260	0,2975	0,3817	0,3208
Secondaire & plus	0,1380	0,2208	0,6413	0,0839	0,0951	0,8211
<b>Educ. aut. memb. (an.)</b>						
Zéro	0,4343	0,3400	0,2257	0,4188	0,3904	0,1908
≤6	0,4736	0,3514	0,1748	0,4428	0,3529	0,2043
7-10	0,1435	0,2731	0,5834	0,2297	0,3601	0,4102
≥11	0,0658	0,1868	0,7474	0,1219	0,3960	0,4821
<b>Age chef ménage (an.)</b>						
≤25	0,2265	0,3476	0,4259	0,1984	0,3958	0,4058
26-35	0,3286	0,3526	0,3188	0,2958	0,4003	0,3039
36-45	0,4862	0,3362	0,1776	0,4310	0,3960	0,1730
≥46	0,5068	0,3336	0,1596	0,4751	0,3721	0,1528
<b>Sexe</b>						
Femme	0,3996	0,3719	0,2285	0,2718	0,3639	0,3644
Homme	0,4378	0,3382	0,2240	0,4264	0,3861	0,1875
<b>Taille du ménage</b>						
1-2	0,1905	0,3138	0,4957	0,1371	0,3237	0,5392
3-5	0,3207	0,3678	0,3115	0,2666	0,4263	0,3061
6-9	0,5076	0,3496	0,1429	0,4278	0,4200	0,1522
≥10	0,6602	0,2884	0,0514	0,6112	0,3244	0,0644
<b>Chef migrant</b>						
Non	0,4395	0,3437	0,2168	0,4147	0,3831	0,2023
Oui	0,3423	0,2632	0,3945	0,4281	0,4027	0,1691
<b>Existence transferts de CF<sup>2</sup></b>						
Oui	0,4092	0,3310	0,2598	0,4661	0,4013	0,1326
Non	0,4367	0,3408	0,2224	0,4019	0,3809	0,2181
<b>Emploi/ménage (%)</b>						
Zéro	0,1893	0,3755	0,4370	0,3582	0,3720	0,2698
1-25	0,3500	0,3592	0,2908	0,5105	0,3735	0,1161
26-50	0,4343	0,3485	0,2171	0,2932	0,4271	0,2798
51-75	0,4728	0,3410	0,1862	0,3030	0,3576	0,3394
76-100	0,4168	0,3293	0,2539	0,1425	0,2723	0,5852
<b>Localisation spatiale</b>						
Hauts Bassins	0,3466	0,3612	0,2923	0,3414	0,4059	0,2527
Boucle du Mouhoun	0,5423	0,3254	0,1323	0,4291	0,3985	0,1724
Sahel	0,2889	0,3330	0,3781	0,3349	0,3934	0,2717
Est	0,3634	0,3824	0,2542	0,3980	0,3875	0,2145
Sud-Ouest	0,4772	0,3729	0,1500	0,3777	0,4126	0,2096
Centre-Nord	0,2591	0,4501	0,2907	0,4195	0,4159	0,1647
Centre-Ouest	0,3364	0,3596	0,3040	0,3836	0,3815	0,2349
Plateau Central	0,5301	0,3081	0,1618	0,4458	0,3831	0,1711
Nord	0,6382	0,2615	0,1003	0,5499	0,3674	0,0827
Centre-Est	0,4844	0,3152	0,2004	0,5014	0,3427	0,1559
Centre	0,5063	0,3081	0,1855	0,2826	0,4204	0,2970
Cascades	0,4068	0,3091	0,2841	0,3159	0,4111	0,2730
Centre-Sud	0,5873	0,2752	0,1375	0,4528	0,3052	0,2420

(1) Les autres paramètres demeurent inchangés. Le total peut ne pas être égal à 100 compte tenu des arrondis. Voir le tableau A3 et le texte pour la signification de quelques variables ; (2) Oui =1 - envois de fonds de Côte d'Ivoire s'élevant à au moins 75 pour cent des transferts privés.

Source : A partir des bases de données des enquêtes prioritaires 1998 et 2003.

**Tableau A6 : Analyse de sensibilité : effets des changements structurels et démographiques sur la distribution du niveau de vie selon les strates des ménages urbains – Burkina Faso 1998-2003**

Variables	Probabilités prédites pour les ménages d'être localisés dans les strates suivantes de la distribution du niveau de vie <sup>1</sup>					
	Strates des ménages urbains : 2003			Strates des ménages urbains : 1998		
	Pauvres	Intermédiaires	Riches	Pauvres	Intermédiaires	Riches
<b>Statut du travail</b>						
Salarié du public	0,0262	0,0917	0,8820	0,0141	0,0925	0,8935
Salarié du privé formel	0,0724	0,2228	0,7048	0,0141	0,0933	0,8925
Salarié du privé informel	0,1217	0,2757	0,6026	0,0593	0,2791	0,6616
Indépendant non agricole	0,1305	0,2989	0,5707	0,0705	0,2519	0,6776
Agriculteur	0,3563	0,3821	0,2616	0,2804	0,4020	0,3176
Chômeur	0,1206	0,2853	0,5941	0,1701	0,2650	0,5649
Inactif	0,1048	0,2746	0,6205	0,0810	0,2736	0,6453
<b>Education chef ménage</b>						
Sans instruction	0,2422	0,3674	0,3903	0,1713	0,3588	0,4700
Primaire	0,1140	0,3108	0,5752	0,0733	0,2450	0,6816
Secondaire & plus	0,0301	0,0955	0,8744	0,0048	0,0702	0,9251
<b>Educ. aut. memb. (an.)</b>						
Zéro	0,1720	0,2740	0,5539	0,1195	0,2656	0,6149
≤6	0,2007	0,3400	0,4593	0,1052	0,2523	0,6425
7-10	0,0454	0,1896	0,7650	0,0576	0,1954	0,7470
≥11	0,0037	0,0404	0,9559	0,0697	0,2696	0,6607
<b>Age chef ménage (an.)</b>						
≤25	0,0492	0,1398	0,8110	0,0188	0,1063	0,8748
26-35	0,0928	0,2011	0,7061	0,0561	0,1963	0,7476
36-45	0,1495	0,2733	0,5772	0,0931	0,2563	0,6506
≥46	0,2030	0,3305	0,4665	0,1674	0,3194	0,5132
<b>Sexe</b>						
Femme	0,1602	0,2580	0,5818	0,0774	0,2772	0,6454
Homme	0,1441	0,2665	0,5894	0,1069	0,2461	0,6470
<b>Taille du ménage</b>						
1-2	0,0384	0,1102	0,8514	0,0178	0,1180	0,8642
3-5	0,1100	0,2497	0,6403	0,0677	0,2383	0,6940
6-9	0,1871	0,3213	0,4916	0,1314	0,3176	0,5510
>=10	0,3202	0,4018	0,2780	0,2766	0,3502	0,3732
<b>Chef migrant</b>						
Non	0,1461	0,2619	0,5920	0,0982	0,2510	0,6508
Oui	0,1603	0,3824	0,4573	0,4554	0,2210	0,3236
<b>Existence transferts de CF<sup>2</sup></b>						
Oui	0,0898	0,3885	0,5217	0,1892	0,2721	0,6387
Non	0,1473	0,2623	0,5898	0,0983	0,2495	0,6522
<b>Emploi/ménage (%)</b>						
Zéro	0,0611	0,2218	0,7181	0,0756	0,2233	0,7011
1-25	0,1308	0,2953	0,5739	0,1885	0,3203	0,4912
26-50	0,1442	0,2769	0,5789	0,0831	0,2451	0,6718
51-75	0,2402	0,2970	0,4628	0,0746	0,2562	0,6692
76-100	0,1280	0,1808	0,6912	0,0321	0,1632	0,8046
<b>Localisation spatiale</b>						
Hauts Bassins	0,1583	0,3117	0,5300	0,0896	0,2629	0,6465
Boucle du Mouhoun	0,2867	0,3348	0,3785	0,1337	0,2810	0,5853
Sahel	0,1975	0,3218	0,4807	0,1369	0,3112	0,5619
Est	0,2557	0,3039	0,4405	0,1612	0,3158	0,5230
Sud-Ouest	0,2407	0,2275	0,5318	0,1161	0,2735	0,6105
Centre-Nord	0,1922	0,2632	0,5445	0,1412	0,2654	0,5935
Centre-Ouest	0,2203	0,3012	0,4785	0,1181	0,2542	0,6277
Nord	0,1708	0,2642	0,5650	0,1519	0,2700	0,5781
Centre-Est	0,1717	0,2602	0,5681	0,1219	0,2789	0,5992
Centre	0,0919	0,2260	0,6821	0,0870	0,2293	0,6837
Cascades	0,1955	0,2829	0,5217	0,1287	0,2750	0,5963

(1) Les autres paramètres demeurent inchangés. Le total peut ne pas être égal à 100 compte tenu des arrondis. Voir le tableau A3 et le texte pour la signification de quelques variables ; (2) Oui = 1 - envois de fonds de Côte d'Ivoire s'élevant à au moins 75 pour cent des transferts privés.

Source : A partir des bases de données des enquêtes prioritaires 1998 et 2003.

**Tableau A7 : Coefficients de régression de l'estimation par les moindres carrés des déterminants du log du niveau de vie des ménages en milieux rural et urbain – Burkina Faso 1998-2003<sup>1</sup>**

Milieu/année	Rural 1998			Rural 2003			Urbain 1998			Urbain 2003		
	β	t <sup>2</sup>	Moyenne	β	t <sup>2</sup>	Moyenne	β	t <sup>2</sup>	Moyenne	β	t <sup>2</sup>	Moyenne
<b>Constante</b>	1,7982	13,377*	-	1,7531	12,213*	-	1,0694	6,736*	-	1,1515	6,739*	-
<b>Instruction du chef<sup>3</sup></b>												
Primaire	0,1498	4,166*	0,053	0,1222	3,559*	0,067	0,2298	6,231*	0,192	0,1909	5,427*	0,189
Secondaire & plus	0,5753	7,871*	0,030	0,3276	4,286*	0,033	0,7405	17,158*	0,298	0,4994	12,116*	0,336
<b>Inst. autres membres<sup>4</sup></b>												
Années	0,0338	3,540*	0,657	0,0136	1,127	0,550	0,0263	2,504*	3,276	-0,0083	-0,777	3,778
(Années) <sup>2</sup> /100	-0,1898	-2,151*	0,042	0,0830	0,611	0,028	-0,2340	-2,955*	0,260	0,4038	4,617*	0,298
<b>Démographie du chef</b>												
Age	-0,0106	-3,442*	47,733	-0,0075	-2,290*	44,863	0,0224	3,785*	42,132	0,0141	2,132*	42,580
(Age) <sup>2</sup> /100	0,0078	2,543*	25,158	0,0049	1,506	22,638	-0,0218	-3,748*	19,617	-0,0142	-2,052*	19,938
Sexe	0,1210	2,876*	0,930	0,2452	5,204*	0,936	0,1280	2,782*	0,854	0,1274	2,596*	0,851
Marié	0,0693	1,931**	0,896	-0,0006	-0,018	0,906	0,1047	2,521*	0,713	0,1678	3,664*	0,731
<b>Type de ménage<sup>10</sup></b>												
Nucléaire	-0,3791	-7,848*	0,454	-0,1235	-4,747*	1,230	-0,3444	-6,380*	0,386	-0,2350	-8,151*	0,844
Elargi	-0,3832	-8,264*	0,487	-0,0926	-5,434*	0,974	-0,2125	-4,182*	0,440	-0,1063	-5,537*	1,312
<b>Démographie ménage</b>												
Nombre < 5 ans	-0,1074	-7,388*	1,367	-0,1900	-8,999*	1,098	-0,3069	-9,355*	0,687	-0,2931	-8,524*	0,626
(Nombre < 5 ans) <sup>2</sup> /100	1,1386	3,710*	0,039	2,4687	4,813*	0,025	3,8358	3,876*	0,012	7,7472	6,685*	0,010
Nombre 5-14 ans	-0,1238	-13,437*	2,554	-0,1523	-11,493*	2,083	-0,1648	-7,132*	1,474	-0,2201	-10,941*	1,433
(Nombre 5-14 ans) <sup>2</sup> /100	0,8709	9,013*	0,118	1,0994	6,002*	0,084	1,1578	2,949*	0,049	2,0930	6,286*	0,044
Nombre 15-60 ans	-0,0461	-3,929*	3,804	-0,0469	-2,450*	3,132	-0,1105	-4,940*	3,235	-0,1050	-5,891*	3,343
(Nombre 15-60 ans) <sup>2</sup> /100	0,2980	3,228*	0,208	0,2601	1,419	0,132	0,7630	4,402*	0,159	0,4534	3,839*	0,164
Nombre >60 ans	-0,0266	-0,872	0,398	-0,0182	-0,417	0,304	-0,1705	-2,668*	0,192	-0,1171	-1,491	0,193
(Nombre >60 ans) <sup>2</sup> /100	0,2373	0,190	0,006	-2,2508	-1,140	0,004	6,7562	2,496*	0,003	4,9427	1,154	0,002
<b>Migrant<sup>5</sup></b>	0,0351	1,229	0,075	0,1669	3,166*	0,042	-0,1031	-0,769	0,012	-0,0055	-0,061	0,027
<b>Transferts<sup>6</sup></b>	-0,0386	-2,124*	0,214	0,0682	1,752**	0,049	-0,1559	-2,706*	0,047	-0,0390	-0,475	0,023
<b>Prop. employés/ménage</b>	0,0022	3,701*	29,509	-0,0016	-3,439*	65,963	0,0014	2,175*	43,888	0,0004	0,820	44,961
<b>Statut du travail rural<sup>7</sup></b>												
Salarié du privé	-0,5608	-4,122*	0,006	-0,3078	-2,232*	0,007	-	-	-	-	-	-
Indépendant non agricole	-0,3457	-3,675*	0,026	-0,5490	-5,011*	0,039	-	-	-	-	-	-
Agriculteur de rente	-0,5406	-6,656*	0,159	-0,5915	-5,558*	0,202	-	-	-	-	-	-
Agriculteur de subsistance	-0,7373	-9,307*	0,749	-0,7979	-7,571*	0,694	-	-	-	-	-	-
Chômeur	-0,8078	-5,457*	0,003	-0,6798	-5,241*	0,015	-	-	-	-	-	-
Inactif <sup>8</sup>	-0,6333	-6,687*	0,033	-0,8082	-6,707*	0,025	-	-	-	-	-	-
<b>Statut du travail urbain<sup>7</sup></b>												
Salarié du privé formel	-	-	-	-	-	-	0,1511	2,220*	0,054	-0,2355	-4,977*	0,134
Salarié du privé informel	-	-	-	-	-	-	-0,2208	-4,353*	0,149	-0,2760	-3,717*	0,050
Indépendant non agricole	-	-	-	-	-	-	-0,0889	-1,905**	0,270	-0,1917	-4,114*	0,262
Agriculteur	-	-	-	-	-	-	-0,4457	-8,665*	0,197	-0,5566	-11,315*	0,203
Chômeur	-	-	-	-	-	-	-0,3076	-4,192*	0,046	-0,2595	-3,717*	0,048
Inactif <sup>8</sup>	-	-	-	-	-	-	-0,2034	-3,230*	0,098	-0,1988	-3,576*	0,130
<b>Région<sup>9</sup></b>												
Boucle du Mouhoun	-0,2090	-5,157*	0,107	-0,1869	-4,938*	0,110	-	-	-	-	-	-
Sahel	0,0088	0,203	0,084	0,1184	2,586*	0,091	-	-	-	-	-	-
Est	-0,0640	-1,629**	0,103	0,0901	2,254*	0,100	-	-	-	-	-	-
Sud-Ouest	-0,1511	-3,341*	0,058	-0,1362	-3,332*	0,060	-	-	-	-	-	-
Centre-Nord	-0,0927	-2,396*	0,110	0,2523	6,319*	0,092	-	-	-	-	-	-
Centre-Ouest	0,0218	0,550	0,100	0,0874	2,079*	0,089	-	-	-	-	-	-
Plateau Central	-0,1962	-4,360*	0,076	-0,0483	-1,029	0,064	-	-	-	-	-	-
Nord	-0,1349	-3,180*	0,072	-0,2545	-6,306*	0,093	-	-	-	-	-	-
Centre-Est	-0,2090	-4,908*	0,105	-0,1082	-2,588*	0,093	-	-	-	-	-	-
Centre	0,1406	2,358*	0,024	-0,1056	-1,848**	0,021	-	-	-	-	-	-
Cascades	0,0494	0,768	0,020	-0,0490	-0,794	0,039	-	-	-	-	-	-
Centre-Sud	-0,1807	-3,432*	0,058	-0,3069	-6,514*	0,057	-	-	-	-	-	-
Urbain Centre <sup>11</sup>	-	-	-	-	-	-	-0,0659	-2,326*	0,482	0,2419	8,809*	0,450
<b>R<sup>2</sup> ajusté</b>		0,344			0,304			0,460			0,481	
<b>F (sig)</b>		80,25 (0,000)			67,34 (0,000)			79,90 (0,000)			87,14 (0,000)	
<b>Chi<sup>2</sup> Breusch-Pagan</b>		444,82 (0,000)			465,38			121,60			74,68	
<b>N</b>		5 885			5 900			2 593			2 600	
<b>Chow (sig)</b>			20,72 (0,000)						18,300 (0,000)			

(1) La variable dépendante est le log du ratio de bien-être - dépenses par tête/ligne de pauvreté ; (2) Probabilité « two-tailed » que le coefficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le β et l'erreur type ; (3) Base = sans instruction ; (4) Sauf le chef ; (5) Migrants à la recherche de travail ou de terre cultivable en 1998 ; migrant de Côte d'Ivoire en 2003 au cours des 12 derniers mois ; (6) Oui = 1 - envois de fonds de Côte d'Ivoire ; (7) Base = salarié du public ; (8) Y compris apprentis, bénévoles et aides familiaux ; (9) Base = Hauts Bassins ; (10) base = monoparental ; (11) Base = autres villes.

Note : \* = significatif à 5 pour cent au moins ; \*\* = significatif entre 5 et 10 pour cent.

Source : A partir des bases de données des enquêtes prioritaires 1998 et 2003.

**Tableau A8 : Coefficients de régression des estimations en termes de régimes spatiaux selon les années des déterminants de la pauvreté régionale – Burkina Faso 1998-2003**

Modèle	Variable dépendante : indicateurs FGT de pauvreté											
	Incidence –P0				Intensité –P1				Inégalité –P2			
	FGLS error het. model		ML spatial lag model - het. -		FGLS error het. model		ML spatial lag model - het. -		FGLS error het. model		ML spatial lag model - het. -	
	Changement structurel : date <sup>5</sup>		Changement structurel : date <sup>5</sup>		Changement structurel : date <sup>5</sup>		Changement structurel : date <sup>5</sup>		Changement structurel : date <sup>5</sup>		Changement structurel : date <sup>5</sup>	
(1)		(2)		(3)		(4)		(5)		(6)		
β		t <sup>1</sup>		β		t <sup>1</sup>		β		t <sup>1</sup>		
Constante_0 <sup>2</sup>	0,375	4,083*	0,213	2,028*	0,061	1,602	0,014	0,353	0,012	0,568	-0,001	-0,042
Taux urbanisation_0 <sup>3</sup>	-0,273	-2,236*	-0,235	-2,072*	-0,125	-2,441*	-0,112	-2,354*	-0,069	-2,414*	-0,065	-2,331*
Gini dépenses_0 <sup>4</sup>	-0,069	-0,314*	-0,084	-0,408	0,101	1,092	0,090	1,038	0,082	1,575	0,077	1,524
Transferts CI/dep_0 <sup>10</sup>	3,528	3,254*	3,371	3,346*	0,193	2,627*	1,076	2,537*	0,464	1,825**	0,407	1,637**
Constante_1 <sup>2</sup>	0,172	1,161	0,024	0,149	0,004	0,078	-0,042	-0,725	-0,008	-0,268	-0,022	-0,702
Taux urbanisation_1 <sup>3</sup>	-0,251	-1,512	-0,213	-1,307	-0,112	-1,720**	-0,103	-1,641**	-0,062	-1,7276**	-0,059	-1,732**
Gini dépenses_1 <sup>4</sup>	0,571	1,661**	0,534	1,585	0,306	2,274**	0,299	2,309*	0,163	2,260*	0,162	2,292*
Transferts CI/dep_1 <sup>10</sup>	5,780	1,027	4,283	0,776	1,575	0,713	0,730	0,341	0,532	0,450	0,173	0,149
ρ <sup>9</sup>	-	-	0,418	2,716*	-	-	0,432	2,732*	-	-	0,294	1,616
Log vraisemblance	-		63,23		-		144,99		-		196,98	
R <sup>2</sup> /Schwartz <sup>6</sup>	0,172/-		0,203/-85,95		0,177/-		0,215/-249,48		0,156/-		0,174/-353,46	
Instabilité structurelle - Chow - Wald	10,62 (0,031)		10,79 (0,029)		9,78 (0,044)		10,20 (0,037)		6,54 (0,162)		6,47 (0,166)	
Stabilité coef. individuels :												
Constante	1,349 (0,245)		1,269 (0,259)		0,670 (0,412)		0,742 (0,389)		0,296 (0,586)		0,335 (0,562)	
Taux urbanisation	0,011 (0,913)		0,013 (0,908)		0,025 (0,874)		0,015 (0,901)		0,029 (0,864)		0,019 (0,890)	
Gini dépenses	2,458 (0,117)		2,456 (0,117)		1,151 (0,209)		1,816 (0,177)		0,842 (0,358)		0,958 (0,327)	
Transferts CI/dep.	0,154 (0,694)		0,026 (0,870)		0,028 (0,694)		0,025 (0,872)		0,003 (0,955)		0,039 (0,844)	
Hétéroscédasticité:												
Wald	7,34 (0,006)		-		5,85 (0,015)		-		4,85 (0,028)		-	
LR - groupes (date)	-		11,92 (0,000)		-		8,39 (0,004)		-		5,93 (0,015)	
Dépendance spatiale :												
LM (error) <sup>7</sup>	4,81 (0,028)		-		7,43 (0,006)		-		2,84 (0,091)		-	
LM (lag) <sup>8</sup>	7,72 (0,005)		-		10,34 (0,001)		-		4,57 (0,032)		-	
N	90		90		90		90		90		90	

(1) Probabilité « two-tailed » que le coefficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le β et l'erreur type ; (2) Les variables ayant l'indice\_0 se réfèrent à 1998, tandis que celles avec l'indice\_1 sont relatives à 2003 = 1 ; (3) Ratio de la population urbaine sur la population totale d'une province ; (4) Coefficient de Gini des dépenses par tête d'une province ; (5) Les modèles (1), (3), et (5) se réfèrent au modèle d'erreur avec hétéroscédasticité selon le régime spatio-temporel inhérent à l'année de l'enquête, tandis que les modèles (2), (4) et (6) se rapportent au modèle avec erreur spatial auto-régressif – incorporation d'une variable dépendante spatialement retardée – avec hétéroscédasticité et selon le régime spatio-temporel inhérent à l'année de l'enquête ; (6) Critère de Schwartz pour correction du maximum de vraisemblance – le meilleur modèle est celui pour lequel la valeur est la plus faible. Par ailleurs, dans le cas des modèles avec dépendance spatiale, le R<sup>2</sup> est un pseudo R<sup>2</sup> ; (7) Test de dépendance spatiale avec erreur ; (8) Test de dépendance spatiale avec variable dépendante retardée ; (9) ρ est le coefficient de W\*P<sub>t</sub> ; (10) Rapport au niveau de chaque région entre les envois de fonds de Côte d'Ivoire per capita et les dépenses par tête.

Note : \* = significatif à 5 pour cent au moins ; \*\* = significatif entre 5 et 10 pour cent.

Source : A partir des bases de données des enquêtes prioritaires 1998 et 2003.

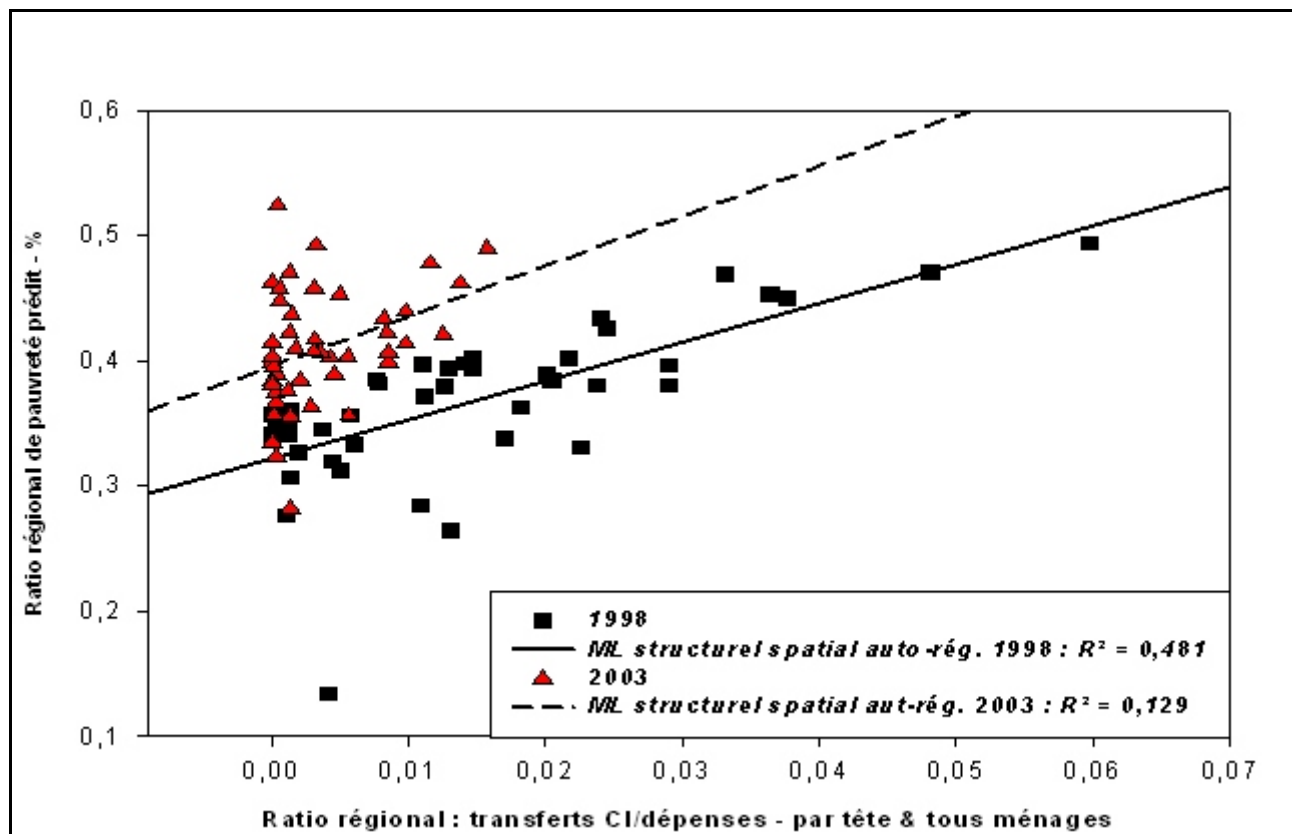


Figure A1 : Ratio régional de pauvreté prédit et envois de fonds de Côte d'Ivoire – par tête et tous ménages – selon les dépenses par tête – Burkina Faso 1998-2003