

# Transferts privés de Côte d'Ivoire, et pauvreté durable et transitoire au Burkina Faso : Une analyse spatio-temporelle

par

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

## **Résumé :**

La baisse des transferts privés en provenance de Côte d'Ivoire a eu un fort impact négatif sur la pauvreté transitoire au Burkina Faso entre 1998 et 2003. Telle est la principale conclusion de l'étude, fondée les informations des deux dernières enquêtes prioritaires auprès des ménages. Premièrement, une approche en *termes de niveaux* montre que, toutes choses égales par ailleurs, une diminution de 10 pour cent des envois de fonds par tête de Côte d'Ivoire induit une élévation du taux de pauvreté transitoire de 1,89 pour cent. Par contre, la réduction des envois de fonds de Côte d'Ivoire n'a pas significativement influencé la pauvreté durable, alors que le ratio vulnérabilité/incidence de pauvreté augmente avec ces derniers. Deuxièmement, une approche *en termes de différences* met en évidence, au niveau régional, une relation inverse, statistiquement significative, entre le taux de croissance des transferts de Côte d'Ivoire et le taux de croissance des mesures de la pauvreté durable et transitoire. 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 -0,090 et de -0,123, respectivement, pour les ratios de pauvreté durable et transitoire. La validité de ces résultats est renforcée par deux éléments d'analyse. D'une part, l'accroissement de la pauvreté globale entre 1998 et 2003 est essentiellement imputable à la progression de la « pauvreté transitoire évolutive » – caractérisant des ménages pauvres, mais faiblement vulnérables. Or, la réduction des transferts en direction des ménages représente un déficit ponctuel de ressources qui singularise la pauvreté transitoire. D'autre part, alors qu'en 2003, le retard des pluies a pu contribuer à réduire la production agricole, ce que pourrait suggérer le coefficient relatif au trend, positif et significatif, l'absence de trend dans le modèle économétrique influence peu l'élasticité du ratio de pauvreté transitoire par rapport aux envois de fonds de Côte d'Ivoire.

## **Abstract : Remittances of Côte d'Ivoire, and Durable and Transient Poverty in Burkina Faso: A Space-Time Analysis**

The decline of remittances of Côte d'Ivoire had a strong negative impact on transient poverty in Burkina Faso between 1998 and 2003. It is the principal conclusion of the study, based on the data of the two last household surveys. Firstly, an approach in *terms of levels* shows that, all things being equal, a reduction of 10 percent of the remittances per capita of Côte d'Ivoire induces a rise of the rate of transient poverty of 1,89 percent. On the other hand, the reduction of remittances of Côte d'Ivoire did not significantly influenced durable poverty, whereas the ratio vulnerability/incidence of poverty increases with the latter. Secondly, an approach in *terms of differences* highlights, at the regional level, an opposite relation, statistically significant, between the growth rate of the transfers of Côte d'Ivoire and the growth rate of measurements of durable and transient poverty. Elasticities of the variation of poverty with respect to the variation of the transfers of Côte d'Ivoire, calculated to the average of the growth rates of the expenditure and the index of Gini, have the values of -0,090 and -0,123, respectively, for the ratios of durable and transient poverty. The validity of these results is reinforced by two elements of analysis. On the one hand, the increase in total poverty between 1998 and 2003 is primarily due to the progression of « evolutive transient poverty » –, characterizing households poor but slightly vulnerable. However, the reduction of the transfers in direction of the households represents a specific deficit of resources which characterizes transient poverty. In addition, whereas in 2003, the delay of the rains could contribute to reduce the agricultural production, which could suggest the coefficient relating to the trend, positive and significant, the absence of trend in the econometric model has little influence on the elasticity of the ratio of transient poverty with respect to the remittances of Côte d'Ivoire.

**Mots-clés :** Pauvreté durable et transitoire; Envois de fonds ; Econométrie spatiale ; Côte d'Ivoire ; Burkina Faso  
**Keywords :** Durable and Transient Poverty ; Remittances ; Spatial Econometrics ; Côte d'Ivoire ; Burkina Faso  
**JEL classification :** I31, I32

## **Sommaire**

<b>1.</b>	<b>Introduction</b> .....	<b>1</b>
<b>2.</b>	<b>Le contexte</b> .....	<b>1</b>
	1. <i>Augmentation de la pauvreté nationale</i> .....	2
	2. <i>Baisse de la pauvreté durable et hausse de la pauvreté transitoire</i> .....	3
	3. <i>Bien-être ex post et réduction des envois de fonds de Côte d'Ivoire</i> .....	5
<b>3.</b>	<b>Envois de fonds, et pauvreté durable et transitoire</b> .....	<b>6</b>
	1. <i>Analyse en termes de niveaux</i> .....	6
	2. <i>Analyse en termes de différences</i> .....	9
<b>4.</b>	<b>Conclusion</b> .....	<b>12</b>
	<b>Références bibliographiques</b> .....	<b>12</b>

## 1. Introduction

La « crise ivoirienne », cristallisée par l'idéologie d'exclusion politique et une recrudescence du nationalisme – notamment, vis-à-vis des ressortissants du Nord –, a perturbé le processus d'intégration en Afrique subsaharienne, et a généré une forte inversion des flux migratoires dans les pays limitrophes. Ce nouveau cheminement du développement, source d'instabilité régionale politique, économique et sociale, s'accompagne d'une réduction des envois de fonds qui accroît la pauvreté et la vulnérabilité dans les pays d'émigration.

Dans ce contexte, une étude récente suggère une relation significative entre le déclin des envois de fonds de Côte d'Ivoire et la hausse de la pauvreté au Burkina Faso au cours de la période 1998-2003<sup>1</sup>. 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. Ensuite, une approche économétrique spatiale met en relief deux résultats majeurs. D'une part, lorsque l'on contrôle par un ensemble de paramètres – année de l'enquête, taux d'urbanisation et inégalité des dépenses par tête au niveau régional –, les modèles auto-régressifs mixtes suggèrent des élasticités de pauvreté par rapport aux transferts ivoiriens comprises entre -0,141 et -0,206, 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<sup>2</sup>. D'autre part, une analyse en termes de différences met en évidence une relation inverse au niveau régional entre le taux de croissance des transferts de Côte d'Ivoire et le taux de croissance des mesures de la pauvreté<sup>3</sup>.

En réalité, la portée de cette approche se heurte à la conception monétaire conventionnelle de la pauvreté sous-jacente, c'est-à-dire l'absence de dissociation *ex ante* des types de pauvreté par rapport à la vulnérabilité. De ce fait, les conclusions précédentes, relatives à l'impact des envois de fonds de Côte d'Ivoire sur la pauvreté, sont fondées sur un examen *ex post* de la configuration du bien-être des individus ou des ménages, alors que le cheminement de ce dernier s'inscrit dans la durée, d'où un risque de variation du niveau de vie au cours d'une période donnée.

La présente recherche tente de surmonter cette difficulté, et propose une analyse des effets des transferts privés de Côte d'Ivoire par rapport à une stratification des groupes liée au concept de *vulnérabilité*, c'est-à-dire la capacité pour les individus, les ménages ou les communautés de réaliser les ajustements nécessaires pour protéger leur bien-être lorsqu'ils sont exposés à des événements externes défavorables. En d'autres termes, l'intégration d'emblée de la dimension temporelle du bien-être des ménages, conduit à spécifier l'impact relatif du déclin des envois de fonds à la fois sur la pauvreté durable – inhérente à la faiblesse de la consommation moyenne – et la pauvreté transitoire – due à une variation de la consommation. A cet égard, l'intérêt de cette option méthodologique est la possibilité de promouvoir des actions différenciées, plus axées sur la distribution des actifs pour la première, alors que la seconde appelle peut-être la mise en place de filets de sécurité adéquats<sup>4</sup>. L'étude, basée sur l'exploitation des enquêtes prioritaires de 1998 et 2003, est organisée en deux parties. La deuxième section décrit le contexte de la dynamique de pauvreté au Burkina Faso au cours de la période 1998-2003, et résume les conséquences de la baisse des transferts privés de Côte d'Ivoire sur le bien-être *ex post* des ménages. La troisième section examine les effets de la crise ivoirienne sur la pauvreté durable et transitoire, ainsi que par rapport à la vulnérabilité.

## 2. Le contexte

L'analyse des informations inhérentes aux deux enquêtes auprès des ménages de 1998 et 2003, réalisées par l'Institut national de la statistique et de la démographie<sup>5</sup>, a mis en évidence une légère augmentation de la pauvreté nationale au cours de la période. Néanmoins, cette persistance des privations s'accompagne d'une baisse de la pauvreté durable et d'une hausse de la pauvreté transitoire. Parallèlement, une étroite relation semble prévaloir entre l'aggravation de la pauvreté nationale et le déclin des transferts privés de Côte d'Ivoire. L'objet de cette section est de résumer ces différents éléments d'analyse.

---

<sup>1</sup> Lachaud [2004].

<sup>2</sup> Compte tenu de la réduction du volume des transferts de Côte d'Ivoire de 67,8 pour cent en termes réels entre 1998 et 2003.

<sup>3</sup> 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.

<sup>4</sup> Ajoutons que la considération de la vulnérabilité conduit à examiner également la situation des groupes non pauvres par rapport à leur probabilité de pauvreté.

<sup>5</sup> S'agissant de l'enquête de 1998, des résultats préliminaires sont présentés dans : Institut national de la statistique et de la démographie [2000].

## 1. Augmentation de la pauvreté nationale<sup>6</sup>

La prise en considération d'une ligne de pauvreté de 82 672 F.Cfa par tête et par an induit, en 2003, une pauvreté nationale de 37,5 et 46,4 pour cent, respectivement, des ménages et des individus. En fait, la localisation géographique est largement *exogène*, c'est-à-dire a un impact direct sur le niveau de vie des familles, et différents sous-ensembles peuvent être distingués : (i) les régions de la Boucle du Mouhoun, du Plateau Central, du Nord et du Centre-Sud, où domine l'agriculture de subsistance – sauf dans la Boucle du Mouhoun –, sont les plus démunies si l'on en juge par le niveau des dépenses par tête, et l'ampleur de l'incidence et de la profondeur de la pauvreté – plus de la moitié des ménages sont pauvres, soient 60,4, 58,6, 68,6 et 66,1 pour cent des individus, respectivement ; (ii) un groupe de quatre régions – Est, Sud-Ouest, Centre-Est et Cascades –, vivant essentiellement de l'agriculture de subsistance et, dans une moindre mesure, de l'agriculture arachidière et cotonnière, apparaissent assez proches en termes d'incidence de la pauvreté – entre 35 et 46 pour cent des ménages, soit entre 40 et 56 pour cent des individus ; (iii) quatre autres régions, assez hétérogènes en termes d'activités économiques, le Centre-Ouest et les Haut Bassins et, paradoxalement, celles du Sahel et du Centre-Nord, occupent une place à part, dans la mesure où la pauvreté ne concerne que 25 à 30 pour cent des ménages, c'est-à-dire 35 à 40 pour cent des individus ; (iv) le milieu urbain occupe une place particulière dans ce schéma, le ratio et la profondeur de la pauvreté des ménages étant de 14,7 et 3,9 pour cent, et de 43,5 et 14,0 pour cent, respectivement, en milieux urbain et rural – 19,9 et 52,3 pour cent des individus.

Il est à souligner que l'analyse de la pauvreté selon les régions et le milieu préfigure la stratification des privations selon les divers groupes socio-économiques. En effet, les agriculteurs de subsistance constituent le groupe socio-économique dont la situation en termes monétaires et des capacités est la plus précaire. Ce groupe socio-économique, qui représente 63,2 pour cent des ménages dont le chef est actif, a une incidence de la pauvreté de 46,6 et 55,5 pour cent, respectivement, en termes de ménages et d'individus, et contribue à 73,4 pour cent de la pauvreté nationale<sup>7</sup>. Cependant, en milieu rural, les conditions de vie des agriculteurs de rente, et probablement des éleveurs, surtout situés au Sahel et au Centre-Nord, sont assez comparables à celles des petits exploitants – 39,2 pour cent des ménages dont le chef a ce statut sont pauvres, soit 45,5 pour cent des individus. 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 – 63,8 pour cent –, et certains travailleurs salariés non protégés, notamment ceux du secteur informel.

Dans ce contexte, plusieurs éléments caractérisent la dynamique de pauvreté monétaire entre 1998 et 2003. Premièrement, il apparaît que les dépenses réelles des ménages par tête ont baissé de 9,8 pour cent au cours des cinq années séparant les deux enquêtes, ce qui correspond à un déclin annuel de 2,0 pour cent au cours de la période. Mais, les variations des dépenses réelles ne sont pas homogènes selon le niveau de vie, les régions, le statut économique et le sexe du chef de ménage<sup>8</sup>. Deuxièmement, on observe une augmentation de la pauvreté nationale lorsque le niveau de vie est appréhendé sur une base per capita, le ratio de pauvreté des ménages étant de 37,5 pour cent en 2003, contre 34,5 pour cent en 1998, soit, respectivement, 46,4 et 45,3 pour cent des individus. De même, l'inégalité de la pauvreté a progressé. A cet égard, la robustesse de ces résultats est vérifiée par deux séries de tests. D'une part, une appréhension de la pauvreté *ordinale*, à l'aide des tests de dominance stochastique, montre, sans ambiguïté, la supériorité de la pauvreté en 2003, comparativement à 1998. D'autre part, à l'aide de la statistique  $\eta$ , on observe que les différences des mesures de pauvreté observées entre les échantillons de 1998 et de 2003 sont statistiquement significatives<sup>9</sup>. Troisièmement, la pauvreté rurale a augmenté au cours de la période 1998-2003, qu'il s'agisse de l'incidence – 41,6 à 43,5 pour cent des ménages – de l'intensité – 12,3 à 14,0 pour cent – ou de l'inégalité – 4,2 à 5,2. La statistique  $\eta$  et les tests de dominance confirment la hausse significative de la pauvreté rurale, qui explique toujours plus de 90 pour cent de la pauvreté

<sup>6</sup> Les éléments d'analyse sont issus de Lachaud [2003].

<sup>7</sup> De ce fait, la réduction de la pauvreté implique, prioritairement, un rehaussement du niveau de vie des agriculteurs de subsistance, fortement localisés au Nord et sur le Plateau Central.

<sup>8</sup> En effet, on constate : (i) un faible déclin pour les pauvres – -3,4 pour cent –, et baisse sensible pour les non pauvres – 12,1 pour cent –, résultat cohérent avec le fait que les ressources réelles moyennes ont le plus diminué, d'une part, pour les salariés et, d'autre part, dans les zones urbaines et certaines régions défavorisées ; (ii) une forte diminution pour les ménages gérés par une femme – -16,1 pour cent –, contre -8,8 pour cent pour leurs homologues masculins.

<sup>9</sup> En fait, la prise en compte d'une échelle d'équivalence complexifie l'appréciation que l'on peut avoir sur l'évolution de la pauvreté monétaire, puisque, dans ce cas, le ratio de pauvreté des ménages aurait augmenté de 34,6 à 40,2 pour cent.

nationale<sup>10</sup>. Quatrièmement, alors que la majeure partie de la population réside en milieu rural, l'urbanisation croît assez rapidement. Entre 1998 et 2003, le ratio de pauvreté urbaine est passé de 10,3 à 14,7 pour cent des ménages, ce qui correspond à une augmentation de 42,7 pour cent de cet indicateur. En même temps, l'intensité de la pauvreté a crû de 2,4 à 3,9 pour cent, ce qui implique que les ressources des pauvres urbains sont à présent de 73,5 pour cent de la ligne de pauvreté, contre 76,7 pour cent auparavant<sup>11</sup>.

## 2. Baisse de la pauvreté durable et hausse de la pauvreté transitoire<sup>12</sup>

La dissociation *ex ante* des types de pauvreté par rapport à la vulnérabilité des ménages – probabilité de pauvreté au temps  $t_1$ , indépendamment du niveau de vie au temps  $t_0$ , c'est-à-dire le risque *ex ante* qu'ils soient pauvres *ex post*, s'ils ne le sont pas, ou qu'ils demeurent pauvres, s'ils sont déjà dans cette situation<sup>13</sup> –, fondée sur la mise en oeuvre de procédures économétriques appropriées, permet d'opérer une stratification des ménages burkinabè en six groupes : (a) *ménages pauvres durables* : ménages dont les consommations par tête *actuelle* et *estimée* sont inférieures au seuil de pauvreté ; (b) *ménages pauvres transitoires et involutifs* : ménages pauvres et fortement vulnérables – ménages dont : (i) la consommation par tête actuelle est inférieure au seuil de pauvreté ; (ii) la consommation par tête estimée est supérieure ou égale au seuil de pauvreté ; (iii) la vulnérabilité (probabilité de pauvreté) est supérieure ou égale à 0,4 ; (c) *ménages pauvres transitoires et évolutifs* : ménages pauvres mais faiblement vulnérables – ménages dont : (i) la consommation par tête actuelle est inférieure au seuil de pauvreté ; (ii) la consommation par tête estimée est supérieure ou égale au seuil de pauvreté ; (iii) la vulnérabilité (probabilité de pauvreté) est inférieure à 0,4 ; (d) *ménages non pauvres vulnérables et précaires* : ménages non pauvres et très vulnérables – ménages dont : (i) la consommation par tête actuelle est supérieure au seuil de pauvreté ; (ii) la consommation par tête estimée est inférieure au seuil de pauvreté ; (iii) la vulnérabilité (probabilité de pauvreté) est supérieure ou égale à 0,4 ; (e) *ménages non pauvres mais vulnérables* : ménages dont : (i) les consommations par tête actuelle et estimée sont supérieures au seuil de pauvreté ; (ii) la vulnérabilité est supérieure ou égale à 0,4 ; (f) *ménages non pauvres et non vulnérables* : ménages dont : (i) les consommations par tête actuelle et estimée sont supérieures au seuil de pauvreté ; (ii) la vulnérabilité est inférieure à 0,4. Les groupes (a), (b), (d) et (e) sont *très vulnérables* – probabilité supérieure ou égale à 0,4 – parmi lesquels (a) et (b) sont pauvres, et (d) et (e) sont non pauvres. De ce fait, les groupes (c) et (f) sont *faiblement vulnérables* – probabilité inférieure à 0,4. En outre, les groupes (a) et (d) sont vulnérables à cause de *faibles dépenses par tête*, tandis que la vulnérabilité de (b) et (e) provient d'une *fluctuation des dépenses* par personne des ménages.

Cette option méthodologique a plusieurs conséquences quant à l'appréhension de la pauvreté. Premièrement, la vulnérabilité des ménages est une situation un peu plus répandue que la pauvreté. En effet, en 2003, alors que 37,5 pour cent des ménages sont « pauvres », 44,5 pour cent sont « très vulnérables »<sup>14</sup>. Deuxièmement, la pauvreté durable – ou chronique –, caractérisant les ménages dont les dépenses par tête actuelles et estimées sont inférieures au seuil de pauvreté, est une composante importante de la pauvreté. En 2003, elle touche 48,8 pour cent des ménages pauvres – soit 18,3 pour cent de l'ensemble des familles. Par conséquent, la pauvreté transitoire, inhérente aux ménages ayant à la fois un niveau de vie actuel inférieur au seuil de pauvreté et des ressources escomptées égales ou supérieures à ce dernier, concerne 51,2 pour cent des ménages pauvres – 19,2 pour cent de l'ensemble des familles<sup>15</sup>. Troisièmement, l'augmentation globale de la pauvreté, précédemment indiquée, s'est accompagnée d'une baisse de la pauvreté durable, une situation qui

<sup>10</sup> Néanmoins, cette croissance de la pauvreté dans les campagnes masque une hétérogénéité des changements selon les régions. A cet égard, la considération de la statistique  $\eta$  permet de distinguer trois groupes de régions : (i) la pauvreté rurale est demeurée relativement stable dans quatre régions : les Hauts Bassins, l'Est, le Centre-Ouest et le Centre-Est ; (ii) un deuxième groupe englobe plus de la moitié des régions où la pauvreté a significativement augmenté au cours de la période considérée : Boucle du Mouhoun, Sud-Ouest, Plateau Central, Nord, Centre, Cascades et Centre-Sud ; (iii) le troisième groupe concerne deux régions où la pauvreté a significativement diminué : le Sahel et le Centre-Nord, bien que l'évolution des privations dans ces deux régions ne soit pas homogène.

<sup>11</sup> Bien que cette appréciation quant à l'urbanisation de la pauvreté semble assez robuste, la croissance de la pauvreté urbaine ne prévaut que pour les petites villes, l'écart en ce qui concerne la capitale entre 1998 et 2003 n'étant pas *statistiquement significatif*.

<sup>12</sup> Les éléments d'analyse sont issus de Lachaud [2003].

<sup>13</sup> La vulnérabilité d'un ménage est la probabilité d'au moins 40 pour cent d'être pauvre à court terme.

<sup>14</sup> En outre, les stratifications des ménages en termes de pauvreté et de vulnérabilité se recoupent, puisque, par exemple, si 58,8 pour cent des ménages pauvres ont au moins 40 pour cent de chance de demeurer pauvres à court terme, 36,0 pour cent des groupes non pauvres ont la même chance de basculer dans la pauvreté dans un avenir proche.

<sup>15</sup> En fait, des catégories de ménages non pauvres semblent particulièrement exposées au risque de pauvreté dans un avenir proche. En effet, 17,2 pour cent de l'ensemble des familles, bien que non pauvres, ont une consommation estimée inférieure au seuil de pauvreté, et ont au moins 40 pour cent de chance de devenir pauvres à court terme.

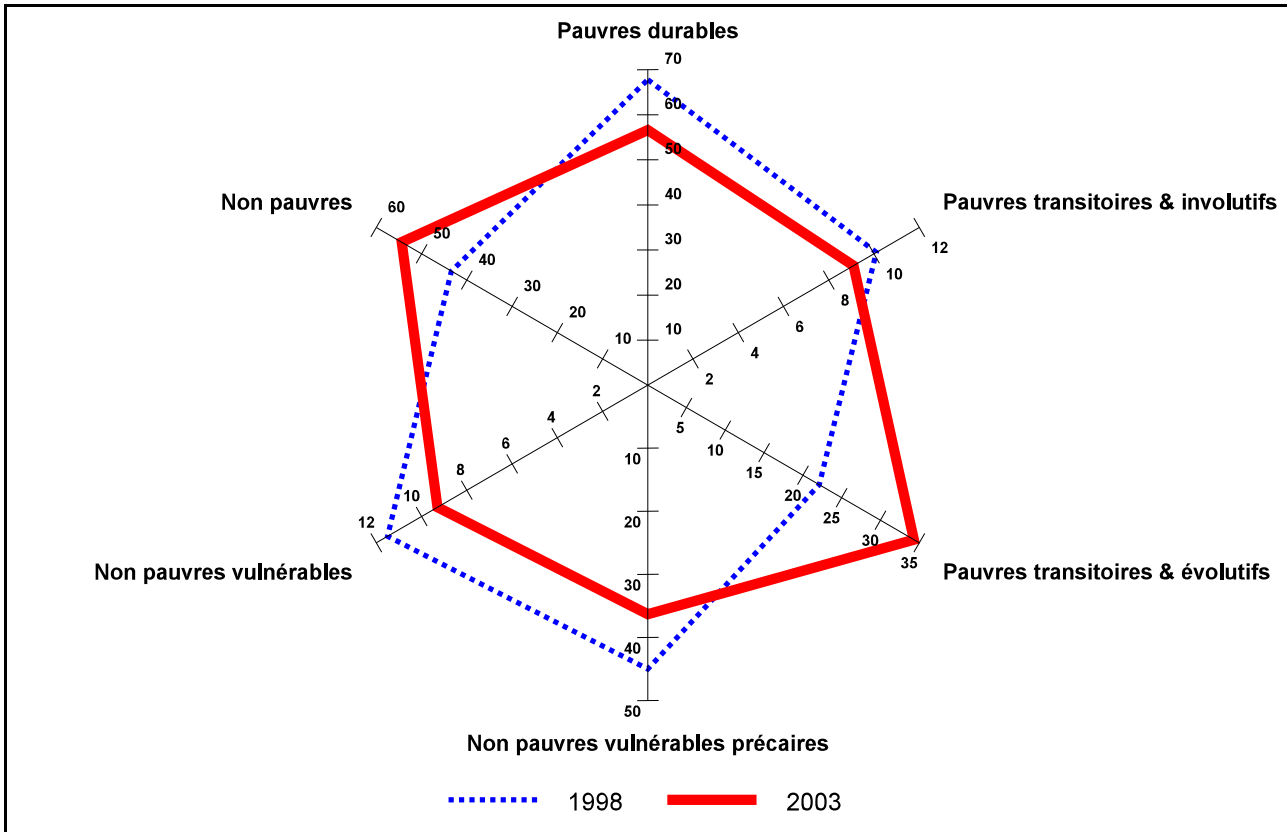


Figure 1 : Evolution de la pauvreté et de la vulnérabilité en termes d'individus – pourcentages : les sommes des pauvres et des non pauvres sont, respectivement, égales à 100 pour cent – Burkina Faso 1998-2003

contraste avec celle qui a prévalu entre 1994-95 et 1998. Ainsi, parmi les pauvres, la proportion des pauvres durables est passée de 57,6 à 48,8 pour cent entre 1998 et 2003 – 52,2 à 57,6 pour cent entre 1994-95 et 1998. Parallèlement, la croissance de la pauvreté transitoire concerne surtout les ménages faiblement vulnérables, c'est-à-dire à ceux qui sont situés en dessous de la ligne de pauvreté, mais qui ont moins de 40 pour cent de chance de demeurer dans cette situation. Par ailleurs, on observe une diminution de la part de certains ménages non pauvres fortement exposés au risque de pauvreté à court terme. Ainsi, entre 1998 et 2003, les sources de la vulnérabilité des ménages en termes de pauvreté ont quelque peu changé. D'une part, l'importance des ménages vulnérables en termes de pauvreté à cause d'une *faiblesse des dépenses par tête* a progressé de 1,0 point de pourcentage – 78,8 à 79,8 pour cent –, une augmentation moins forte qu'entre 1994-95 et 1998 – 4,5 points de pourcentage. Alors qu'ils représentaient, respectivement, 19,9 et 20,6 pour cent de l'ensemble des ménages lors de l'enquête prioritaire de 1998, leurs parts respectives sont de 18,3 et 17,2 pour cent en 2003. D'autre part, l'importance relative des familles dont la vulnérabilité est inhérente à une *variabilité des dépenses par tête*, a décliné au cours de la même période, par rapport à l'ensemble des ménages de 10,9 à 9,0 pour cent, et des groupes très vulnérables de 21,3 à 20,3 pour cent. Quatrièmement, et corrélativement, une nouvelle dimension spatiale de la pauvreté est également mise en évidence. Entre 1998 et 2003, on observe : (i) en milieu rural, une diminution de l'incidence de la pauvreté durable, qui constitue l'essentiel des privations dans les campagnes, et un déclin, parmi les ruraux non pauvres, de la part des ménages très vulnérables et précaires, tout comme celle des ménages non pauvres très vulnérables<sup>16</sup> ; (ii) dans les villes, une forte baisse de la pauvreté durable – 40,1 à 28,2 pour cent –, et à une hausse de la pauvreté transitoire, effectuée à la fois au profit des pauvres transitoires et évolutifs, c'est-à-dire des ménages situés en dessous de la ligne de pauvreté, mais qui ont moins de 40 pour cent de chance de demeurer dans cette situation – familles faiblement vulnérables –, et des

<sup>16</sup> Dans ces conditions, l'analyse selon les régions en termes de vulnérabilité relativise quelque peu leur classement en termes de dynamique de pauvreté entre 1998 et 2003, précédemment indiqué. Dans les deux régions où la pauvreté globale a diminué, on observe une baisse substantielle de la pauvreté durable, statistiquement significative. Inversement, dans quatre des sept régions où la pauvreté globale a augmenté, on constate que la pauvreté durable a diminué, alors qu'elle s'est sensiblement élevée dans les trois autres régions. En ce qui concerne les régions où la pauvreté globale est demeurée relativement stable entre 1998 et 2003, les changements structurels tendraient à mettre en évidence une baisse de la pauvreté durable, et une hausse de la pauvreté transitoire évolutive.

pauvres transitoires involutifs<sup>17</sup>. La figure 1 affiche l'évolution des formes de pauvreté, *en termes d'individus*, spécifiées par rapport au bien-être ex ante.

### 3. Bien-être ex post et réduction des envois de fonds de Côte d'Ivoire

Une étude récente, fondée sur les deux dernières enquêtes prioritaires auprès des ménages, et considérant les envois de fonds comme un transfert exogène de revenus, a mis en évidence le fort impact de la baisse significative et de la nouvelle distribution relative des envois de fonds de Côte d'Ivoire sur la pauvreté au Burkina Faso au cours de la période 1998-2003<sup>18</sup>.

Premièrement, dans le cadre d'une approche de court terme, une évaluation pour les deux années des effets potentiels des envois de fonds de Côte d'Ivoire sur les indicateurs de pauvreté – c'est-à-dire avec et sans effet de « redistribution » –, montre, 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. En outre, 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, 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 baisse 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. Elle s'élève à 2,1 points de pourcentage lorsque l'ensemble des transferts sont pris en compte. Ces résultats sont à rapprocher de l'augmentation significative de 3 points de pourcentage du ratio de la pauvreté des ménages entre les années 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 mobilisation de l'économétrie spatiale produit deux enseignements majeurs. Tout d'abord, il apparaît que la variable relative aux transferts régionaux est négative et significative dans tous les modèles auto-régressifs mixtes et avec erreurs spatiales, 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, alors que la variation observée de la pauvreté au cours de cette dernière est de 8,7 pour cent. Ensuite, 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

---

<sup>17</sup> Néanmoins, l'analyse est complexifiée par la configuration du milieu urbain. Dans la capitale, la pauvreté a très faiblement augmenté avec des mutations structurelles non significatives, tandis que dans les autres villes, la forte croissance de la pauvreté a été associée à de profonds changements structurels.

<sup>18</sup> Lachaud [2004]. Il est à rappeler 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 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 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). Par ailleurs, la proportion des pauvres ayant des transferts de Côte d'Ivoire a été divisée par 7,8, contre seulement 2,6 pour les riches. 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 – est vérifié par une approche économétrique fondée sur la modélisation des déterminants du ratio du bien-être – dépenses par tête/ligne de pauvreté.

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 des privations entre 1998 et 2003 est, en très grande partie, imputable au ralentissement du rythme du processus de redistribution. Cependant, 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. La présente recherche vise à combler cette lacune, et tente d'apprécier la relation entre la chute des transferts de Côte d'Ivoire et l'évolution de la structure de la pauvreté.

### 3. *Envois de fonds, et pauvreté durable et transitoire*

La relation entre la dynamique des envois de fonds de Côte d'Ivoire et l'évolution des formes de pauvreté au cours de la période 1998-2003 est appréhendée, successivement, en termes de niveaux et de différences. L'étude est fondée sur les deux enquêtes prioritaires de 1998 et 2003, et l'analyse économétrique spatiale est mobilisée<sup>19</sup>.

#### 1. Analyse en termes de niveaux

Dans un premier temps, il s'agit d'examiner la sensibilité des mesures de la pauvreté – durable et transitoire – et de la vulnérabilité aux transferts reçus par les ménages. Dans cette optique, 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 proviennent uniquement de Côte d'Ivoire. Ainsi, pour les 45 provinces, la modélisation examine l'impact du logarithme des transferts par tête sur les taux de pauvreté durable et transitoire, ainsi que sur la vulnérabilité, 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. Dans l'étude, la pauvreté transitoire englobe les ménages quel que soit le degré de vulnérabilité, c'est-à-dire à la fois ceux précédemment appelés « *pauvres transitoires et involutifs* » et « *pauvres transitoires et évolutifs* ». En outre, il est à remarquer que, dans le cas du ratio vulnérabilité/pauvreté, le modèle log-log a été retenu. De ce fait, pour ce dernier, le coefficient relatif aux transferts équivaut à l'élasticité du ratio vulnérabilité/pauvreté par rapport au volume des transferts. Le tableau 1 présente la nature des modèles mis en oeuvre, et les coefficients obtenus.

Sur un plan économétrique, l'estimation des modèles auto-régressifs mixtes, relatifs à la pauvreté transitoire, est justifiée par la présence d'auto-corrélation spatiale<sup>20</sup>. En effet, le coefficient de la variable dépendante spatialement retardée,  $\rho$ , est statistiquement significatif. Il en est de même pour les valeurs du rapport de vraisemblance LR (lag), quels que soient les transferts considérés – colonnes (3) et (6). Par exemple, en ce qui concerne les transferts de Côte d'Ivoire, LR (lag) = 4,16 (0,041). De même, s'agissant de l'ensemble des envois de fonds, LR (lag) = 4,34 (0,0437). Par ailleurs, le test du rapport de vraisemblance indique la présence d'hétéroscédasticité par rapport aux années des enquêtes, malgré la prise en compte de la dépendance spatiale. Une observation comparable prévaut pour le log du ratio vulnérabilité/pauvreté dans le cas des transferts privés de Côte d'Ivoire – colonne (4). Par contre, pour tous les autres indicateurs de pauvreté et de vulnérabilité, les tests LM et LR mettent en évidence l'absence d'auto-corrélation spatiale.

S'agissant de la pauvreté transitoire, le tableau 1 montre que la variable relative à l'ensemble des transferts régionaux est négative et significative – colonne (6). Cela implique que, d'une manière générale, le processus de redistribution contribue à réduire cette forme de pauvreté. L'élasticité du taux de pauvreté

<sup>19</sup> L'annexe 3, p. 34 et suivantes, de Lachaud [2004], donne quelques informations relatives aux modèles de régression avec auto-corrélation spatiale.

<sup>20</sup> Les modèles de régression classiques et les tests de dépendance spatiale – I de Moran, et Lagrange, par exemple – ne sont pas indiqués. De même, les modèles avec erreurs spatiales ne sont pas présentés. En effet, bien que les coefficients auto-régressifs lambda des termes aléatoirement retardés soient significatifs dans les deux modèles, la qualité de l'estimation apparaît moins bonne en concerne les modèles avec erreurs spatiales. Notamment, les tests de l'hypothèse du facteur commun – Wald et Rapport de vraisemblance – sont significatifs.



**Tableau 1 : Coefficients de régression des déterminants de la pauvreté régionale durable et transitoire – Burkina Faso 1998-2003**

Indicateur de pauvreté/ modèle	Transferts de Côte d'Ivoire								Ensemble des transferts privés – hors institutionnels							
	Pauvreté durable		Pauvreté transitoire		Vulnérabilité		Log ratio vulnérabilité/ pauvreté		Log pauvreté durable		Pauvreté transitoire		Vulnérabilité		Log ratio vulnérabilité/ pauvreté	
	ML Het model <sup>8</sup>		ML spatial lag model <sup>9</sup>		ML Het model <sup>8</sup>		ML spatial lag model <sup>9</sup>		ML Het model <sup>8</sup>		ML spatial lag model <sup>9</sup>		ML Het model <sup>8</sup>		ML Het model <sup>8</sup>	
Paramètre	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)		(6)		(7)		(8)	
	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	0,093	0,606	0,446	3,777*	0,206	0,932	-1,251	-2,418*	2,173	0,821	0,479	2,730*	0,814	2,548*	-1,877	2,220*
Trend <sup>2</sup>	0,002	0,086	0,039	1,910**	-0,056	-0,398	-0,190	-1,996*	-0,604	-1,744**	0,028	1,290	-0,082	-2,034*	-0,106	-0,968
Log taux urbanisation <sup>3</sup>	-0,048	-3,556*	0,019	1,878**	-0,066	-3,354*	-0,022	-0,477	-0,501	-3,048*	0,019	1,882**	-0,065	-3,430*	-0,025	-0,507
Log Gini dépenses/tête <sup>4</sup>	-0,134	-1,830**	0,040	0,735	-0,328	-3,068*	-0,308	-1,247	-0,376	-0,392	0,086	1,439	-0,230	-2,070*	-0,523	-1,796**
Log transferts/tête CI <sup>5</sup>	-0,004	-0,251	-0,034	-3,210*	0,001	0,073	0,140	2,926*	-	-	-	-	-	-	-	-
Log trans./tête totaux <sup>6</sup>	-	-	-	-	-	-	-	-	-0,477	-2,035*	-0,033	-2,190*	-0,054	-1,937**	0,190	2,591*
ρ <sup>7</sup>	-	-	0,413	2,434*	-	-	0,338	1,890**	-	-	0,457	2,782*	-	-	-	-
Log vraisemblance	57,48		80,37		27,12		-42,96		-165,28		84,26		29,86		-58,29	
R <sup>2</sup> ajusté/Schwartz <sup>10</sup>	0,142/-92,33		0,211/-134,29		0,185/-32,21		0,177/112,36		0,137/353,06		0,164/-141,51		0,211/-37,22		0,106/139,08	
Hétéroscédasticité:																
Wald	4,35 (0,038)		-		3,63 (0,056)		-		1,91 (0,167)		-		4,42 (0,036)		6,76 (0,009)	
LR	5,07 (0,024)		4,16 (0,041)		3,82 (0,050)		5,76 (0,017)		1,66 (0,197)		4,34 (0,037)		4,48 (0,034)		8,57 (0,003)	
Dép. spatiale :																
LM-LR (error) <sup>11</sup>	0,01 (0,956)		-		0,78 (0,376)		-		2,17 (0,140)		-		0,02 (0,881)		0,62 (0,428)	
LR-LM (lag) <sup>12</sup>	0,173 (677)		-		1,81 (0,178)		-		1,93 (0,164)		-		0,07 (0,934)		1,74 (0,188)	
N	82		82		82		82		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) 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) 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 ; (6) Log de la moyenne régionale des transferts privés par tête totaux, pour les ménages bénéficiant des transferts ; (7) ρ est le coefficient de la variable spatialement retardée W\*P<sub>t</sub> ; (8) Modèle avec hétéroscédasticité du terme aléatoire relative à l'année de l'enquête ; (9) Modèle spatial auto-régressif incorporant une variable dépendante spatialement retardée ; (10) 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> ; (11) Test de dépendance spatiale avec erreur ; (12) 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.

transitoire par rapport à l'ensemble des transferts privés est de -0,181<sup>21</sup>. Un résultat similaire prévaut pour les envois de fonds émanant de Côte d'Ivoire. Lorsque l'on contrôle par l'année de l'enquête, le log du taux d'urbanisation et le log de l'inégalité des dépenses par tête au niveau régional, le modèle auto-régressif suggère une élasticité de -0,189, assez proche de celle inhérente à l'ensemble des transferts<sup>22</sup>. En d'autres termes, toutes choses égales par ailleurs, une diminution de 10 pour cent des envois de fonds par tête de Côte d'Ivoire induit une élévation du taux de pauvreté transitoire de 1,89 pour cent. De ce fait, une simulation simple, tenant compte d'une réduction du volume des transferts réels de Côte d'Ivoire de 67,8 pour cent entre 1998 et 2003<sup>23</sup>, induit, toutes choses étant égales par ailleurs, une élévation du ratio de pauvreté transitoire des ménages de 12,8 pour cent au cours de la période. Cette estimation est bien inférieure à la variation observée de la pauvreté transitoire au cours de cette dernière : 27,0 pour cent<sup>24</sup>. En ce qui concerne la pauvreté durable, le tableau 1 suggère que la réduction des envois de fonds de Côte d'Ivoire n'influencé pas cette forme de privation. En effet, l'estimation du modèle par les moindres carrés ordinaires – colonne (1) – produit un coefficient de régression pour le log des transferts par tête non significatif. Par contre, lorsque l'ensemble des transferts privés – hors institutionnels – sont pris en considération, l'effet sur la pauvreté durable est significatif, et l'élasticité s'élève à -0,477.

Ainsi, au cours de la période 1998-2003, la hausse de la pauvreté transitoire, responsable de l'augmentation des privations, est en relation, certes, avec le déclin de l'ensemble des transferts privés des ménages, mais aussi, et surtout, avec la chute des envois de fonds de Côte d'Ivoire. Toutes choses égales par ailleurs, la sensibilité de la pauvreté transitoire à l'égard de ces derniers est au moins aussi forte que par rapport

<sup>21</sup> L'élasticité est évaluée à la moyenne du taux de pauvreté transitoire régionale pour les deux années, soit :  $e_{pt/ti} = -0,033/0,182 = -0,181$ .

<sup>22</sup> L'élasticité est évaluée à la moyenne du taux de pauvreté transitoire régionale pour les deux années, soit :  $e_{pt/tci} = -0,034/0,180 = -0,189$ . Seuls les régions ayant des transferts positifs de Côte d'Ivoire sont considérées.

<sup>23</sup> Lachaud [2004], tableau 4.

<sup>24</sup> Il s'agit du pourcentage de variation de la pauvreté transitoire régionale entre 1998 et 2003. Si l'on considère les ménages ayant des transferts positifs de Côte d'Ivoire – soient N = 82 régions pour les deux années –, les taux respectifs sont de 15,9 et de 20,2 pour cent. Ces taux diffèrent légèrement de ceux qui sont calculés par rapport aux ménages : 14,6 et 19,2 pour cent, respectivement, en 1998 et 2003. Lachaud [2003], tableau 5.

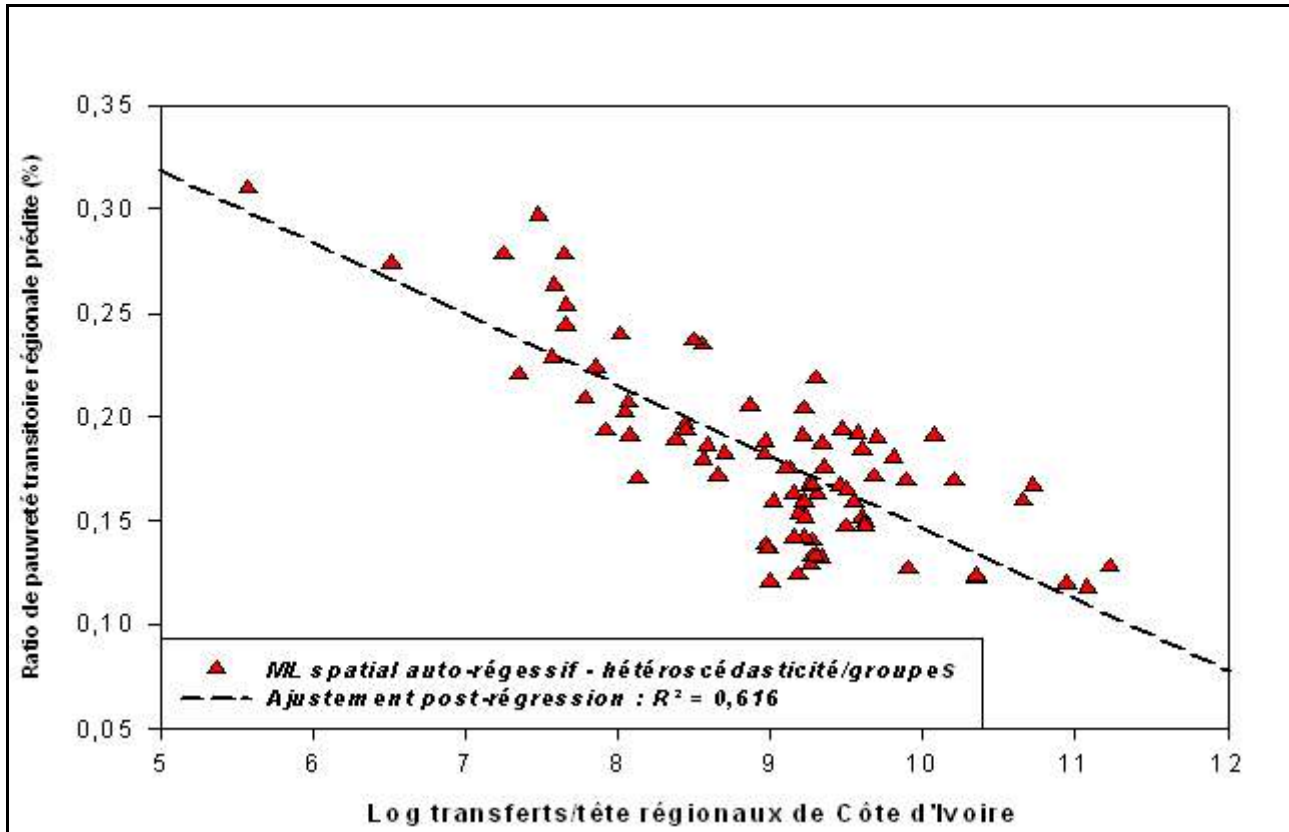


Figure 2 : Log des transferts régionaux par tête de Côte d'Ivoire et ratio de pauvreté transitoire régionale prédit – Burkina Faso 1998-2003

à l'ensemble des transferts privés des ménages. En fait, la relation entre l'accroissement de la pauvreté transitoire et le déclin du processus redistributif issu de la migration en Côte d'Ivoire peut être comprise à partir de plusieurs éléments d'analyse. Tout d'abord, 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. En effet, entre 1998 et 2003, la proportion de ménages destinataires d'envois de fonds de Côte d'Ivoire a été divisée par cinq environ, contre deux pour l'ensemble des transferts privés. Ensuite, dans une optique de court terme, la réduction des transferts en direction des ménages représente un déficit ponctuel de ressources qui singularise la pauvreté transitoire. En effet, indépendamment de la vulnérabilité, cette dernière caractérise les ménages ayant une consommation par tête *actuelle* inférieure au seuil de pauvreté, mais une consommation par tête *estimée* supérieure ou égale au seuil de pauvreté. D'ailleurs, il est à remarquer que l'augmentation de la pauvreté entre 1998 et 2003 est essentiellement imputable à la progression de la pauvreté transitoire *évolutive*, caractérisant des ménages pauvres mais faiblement vulnérables – vulnérabilité (probabilité de pauvreté) est inférieure à 0,4<sup>25</sup> –, c'est-à-dire ceux qui ont au moins de 40 pour cent de chance de demeurer dans cette situation dans un avenir proche. Enfin, l'estimation économétrique, présentée au tableau 1, contrôle par l'année de l'enquête. De ce fait, la variable binaire – trend – est en mesure de tenir compte de tout événement spécifique survenu au cours d'une période. Or, il semble qu'en 2003, le retard des pluies ait contribué à réduire la production agricole, ce que pourrait suggérer le coefficient relatif au trend, positif et significatif. En réalité, l'absence de trend dans le modèle influence peu l'élasticité du ratio de pauvreté transitoire par rapport aux envois de fonds de Côte d'Ivoire<sup>26</sup>. La figure 2 illustre la relation entre la pauvreté transitoire et les envois de fonds de Côte d'Ivoire.

Parmi les autres enseignements de la modélisation de la pauvreté, on observe, toutes choses égales par ailleurs : (i) une croissance de la pauvreté transitoire – colonne (2) – et une diminution de la pauvreté durable – colonne (5) – entre 1998 et 2003 ; (ii) un impact positif du taux d'urbanisation sur la pauvreté transitoire – colonnes (2) et (6) ; (iii) une relation inverse entre l'urbanisation et la pauvreté durable – colonnes (1) et (5) ;

<sup>25</sup> Contrairement à la pauvreté transitoire *involutive*, caractérisant des ménages pauvres mais fortement vulnérables – vulnérabilité (probabilité de pauvreté) est supérieure à 0,4.

<sup>26</sup> En l'absence de trend, le coefficient du log des transferts de Côte d'Ivoire est de -0,036 (0,001), ce qui implique une élasticité de -0,202.

(iv) une relation inverse entre l'inégalité des dépenses et la pauvreté durable – colonne (1). Ces résultats confortent une étude récente suggérant que l'accroissement, statistiquement significatif, de la pauvreté urbaine s'accompagne d'une nouvelle configuration de cette dernière. En effet, entre 1998 et 2003, la forte diminution du taux de pauvreté durable a été associée à une hausse de la pauvreté transitoire, effectuée à la fois au profit des pauvres transitoires et évolutifs, c'est-à-dire des ménages situés en dessous de la ligne de pauvreté, mais qui ont moins de 40 pour cent de chance de demeurer dans cette situation – familles faiblement vulnérables –, et des pauvres transitoires involutifs<sup>27</sup>.

Le tableau 1 permet également d'apprécier la relation entre la vulnérabilité et le processus de redistribution via les transferts. A cet égard, on rappelle que l'étude fait référence à la forte vulnérabilité – probabilité supérieure ou égale à 0,4 –, qui concerne à la fois des ménages pauvres – pauvres durables et pauvres transitoire et involutifs – et non pauvres – non pauvres vulnérables et précaires, et non pauvres vulnérables –, précédemment définis. Dans ce contexte, on observe l'absence de relation entre les envois de fonds de Côte d'Ivoire et la vulnérabilité – colonne (3). Par contre, toutes choses égales par ailleurs, l'ensemble des transferts contribuent à réduire la vulnérabilité des ménages, l'élasticité, estimée à la moyenne de la vulnérabilité, étant de -0,102. Le tableau 1 montre également une baisse de la vulnérabilité lorsque l'on contrôle par le taux d'urbanisation, l'inégalité des dépenses per capita et les transferts totaux – exprimés sous forme logarithmique – colonne (7). Ce résultat est en accord avec une étude récente indiquant que le ratio des ménages vulnérables est passé de 46,6 à 44,5 pour cent entre 1998 et 2003<sup>28</sup>. En outre, la vulnérabilité est inversement reliée au taux d'urbanisation et à l'inégalité des dépenses par tête. S'agissant du ratio vulnérabilité/pauvreté, les estimations mettent en évidence une relation positive et significative entre ce dernier et les transferts. A cet égard, les élasticités du ratio vulnérabilité/pauvreté par rapport aux transferts sont de 0,140 et 0,190, respectivement, dans le cas des envois de fonds de Côte d'Ivoire – colonne (4), modèle auto-régressif – et de l'ensemble des transferts – colonne (8), modèle avec hétéroscédasticité. Le fait que la part de la vulnérabilité par rapport à la pauvreté augmente avec le volume des envois de fonds est dû à la présence de ménages non pauvres, mais vulnérables<sup>29</sup>.

## 2. Analyse en termes de différences

Les résultats précédemment obtenus conduisent à tester une approche en termes de *différences*. Ainsi, le tableau 2 affiche les coefficients des estimations économétriques reliant, d'une part, la variation du log des indicateurs de la pauvreté et de la vulnérabilité 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. Cependant, 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 la dynamique de pauvreté et de vulnérabilité dépend aussi de la variation des dépenses et de l'inégalité. De ce fait, deux variables d'interaction sont considérées 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.

Les diagnostics des régressions appellent quelques commentaires préalables. Tout d'abord, la dépendance spatiale ne prévaut que dans le cas de la pauvreté transitoire, le coefficient  $\rho$  de la variable spatialement retardée étant négatif et significatif dans le cas des modèles (2) et (6). A cet égard, on notera que, pour ces modèles, les tests LR (lag) sont significatifs, contrairement aux tests LM (error), ce qui suggère que les modèles auto-régressifs sont plus appropriés pour les données utilisées. Ensuite, l'absence de multicolinéarité est assurée<sup>30</sup>, tandis que la normalité des résidus justifie la mise en oeuvre des tests de dépendance spatiale, impliquant la matrice de pondérations spatiales standardisée, notamment ceux inhérents aux multiplicateurs de Lagrange. De même, les tests d'hétéroscédasticité passent avec succès – variance constante des résidus –, les statistiques de Breusch-Pagan et de White étant générées, puisque la normalité des résidus prévaut. En réalité, le tableau 2 montre que la plupart des estimations sont médiocres sur le plan économétrique, si l'on en juge par la valeur faible et non significative du test F – colonnes (3), (4), (5), (7) et (8)<sup>31</sup>. Par conséquent, les commentaires de l'étude ne concerneront que les modèles (1), (2) et (6), relatifs à la pauvreté durable et transitoire.

<sup>27</sup> Lachaud [2003].

<sup>28</sup> Lachaud [2003].

<sup>29</sup> A cet égard, il faut rappeler qu'un ratio élevé indique une forte dispersion des ménages vulnérables dans la population, tandis qu'un faible ratio suggère que la vulnérabilité est très concentrée parmi une faible proportion de la population.

<sup>30</sup> Les valeurs de 14,62 et 1,74 étant bien inférieures à la limite acceptable de 20.

<sup>31</sup> Parallèlement, on note des valeurs faibles du  $R^2$  pour les modèles (3), (5), (7) et (8).

**Tableau 2 : Coefficients de régression des déterminants de la variation de la pauvreté durable et transitoire régionale – Burkina Faso 1998-2003**

Modèle	Variable dépendante : taux de croissance des indicateurs de pauvreté – durable et transitoire – et de vulnérabilité – 2003/1998															
	Transferts de Côte d'Ivoire							Ensemble des transferts privés – hors institutionnels								
	Pauvreté durable – OLS		Pauvreté transitoire – spatial lag model <sup>12</sup>		Vulnérabilité – OLS		Ratio vulnérabilité/pauvreté <sup>11</sup> – OLS		Pauvreté durable – OLS		Pauvreté transitoire – spatial lag model <sup>12</sup>		Vulnérabilité – OLS		Ratio vulnérabilité/pauvreté <sup>11</sup> – OLS	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(5)	(6)	(7)	(8)	(5)	(6)	(7)	(8)
$\beta$		$t^1$		$\beta$		$t^1$		$\beta$		$t^1$		$\beta$		$t^1$		
Constante	-0,066	-0,549	0,338	3,476*	-0,117	1,220	-0,208	-2,210*	-0,019	-1,435	0,232	2,193*	-0,122	-1,526	-0,084	-0,830
$\Delta \log$ (urbanisation) <sup>2</sup>	1,062	1,684**	-0,287	-0,657	0,465	-0,307	0,325	0,664	0,328	0,541	-0,309	-0,754	0,243	0,672	0,409	0,888
$\Delta \log$ (transferts/tête Côte d'Ivoire) <sup>3</sup>	-1,398	-2,172*	-1,097	-2,463*	-0,178	-2,661*	1,178	2,359*	-	-	-	-	-	-	-	-
$\Delta \log$ (transferts/tête totaux) <sup>4</sup>	-	-	-	-	-	-	-	-	-0,106	-0,844	-0,217	-2,561*	0,019	0,257	0,213	2,232*
$\Delta \log$ (trans./t. CI)* $\Delta \log$ (dep/tête) <sup>5</sup>	-1,488	-3,106*	-0,891	-2,691*	-0,401	-2,835*	0,849	2,285*	-	-	-	-	-	-	-	-
$\Delta \log$ (trans./t CI)* $\Delta \log$ (Gini dep/tête) <sup>6</sup>	1,199	1,977*	0,905	2,159*	0,155	2,405*	-1,002	-2,129*	-	-	-	-	-	-	-	-
$\rho^{10}$	-	-	-0,432	-2,063*	-	-	-	-	-	-	-0,491	-2,258*	-	-	-	-
Log vraisemblance	-38,84		-27,97		-18,93		-28,95		-50,99		-35,95		-27,79		-38,64	
R <sup>2</sup> ajusté/Schwartz <sup>7</sup>	0,267/96,01		0,252/77,92		0,119/56,18		0,191/766123		0,023/113,40		0,166/87,13		0,012/67010		0,090/88,69	
F (sig)	3,10 (0,028)		-		1,14 (0,352)		2,01 (0,115)		0,51 (0,605)		-		0,26 (0,774)		2,87 (0,068)	
Multicolinéarité	14,62		-		14,62		14,62		1,74		-		1,74		1,74	
Norm. er. : J.-B.	2,62 (0,269)		-		6,39 (0,041)		5,79 (0,055)		6,14 (0,046)		-		3,25 (0,196)		1,21 (0,546)	
Hétéroscédasticité:																
Breusch-Pagan/B-P spatial	0,98 (0,912)		2,43 (0,657)		0,80 (0,938)		3,66 (0,453)		0,24 (0,888)		0,38 (0,826)		1,06 (0,587)		1,15 (0,562)	
White	12,84 (0,534)		-		9,53 (0,796)		11,01 (0,164)		4,61 (0,465)		-		2,36 (0,796)		2,87 (0,720)	
Dép. spatiale :																
Moran I (error.) <sup>8</sup>	0,95 (0,341)		-		0,48 (0,630)		0,56 (0,575)		0,48 (0,632)		-		0,20 (0,839)		0,28 (0,780)	
LM(error.)/LM(error)	0,32 (0,569)		0,01 (0,996)		0,02 (0,888)		0,42 (0,831)		0,03 (0,859)		0,14 (0,708)		0,01 (0,937)		0,01 (0,993)	
K.-Robinson (error.) <sup>8</sup>	4,73 (0,450)		-		3,51 (0,622)		1,85 (0,868)		0,84 (0,838)		-		2,06 (0,559)		1,21 (0,750)	
LM (lag)/LR (lag) <sup>8</sup>	0,31 (0,580)		3,09 (0,078)		0,04 (0,840)		0,05 (0,817)		0,03 (0,862)		4,032(0,045)		0,01 (0,976)		0,04 (0,849)	
Robust LM (lag) <sup>9</sup>	0,01 (0,933)		-		1,71 (0,191)		0,01 (0,918)		0,01 (0,985)		-		0,31 (0,577)		0,49 (0,485)	
LM (SARMA)	0,33 (0,847)		-		1,73 (0,421)		0,06 (0,972)		0,03 (0,984)		-		0,32 (0,853)		0,49 (0,784)	
N	39		39		39		39		45		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)  $\text{Log}(\text{URBAT}_{2003}/\text{URBAT}_{1998})$ , si  $\text{URBAT}_{pt}$  = ratio de la population urbaine sur la population totale d'une province p au temps t ; (3)  $\text{Log}(\text{ENVCI}_{2003}/\text{ENVCI}_{1998})$ , si  $\text{ENVCI}_{pt}$  = montant des transferts par tête de Côte d'Ivoire d'une province p au temps t – ménages recevant des transferts ; (4)  $\text{Log}(\text{ENV T}_{2003}/\text{ENV T}_{1998})$ , si  $\text{ENV T}_{pt}$  = montant moyen des transferts totaux par tête d'une province p au temps t – ménages recevant des transferts ; (5)  $[\text{Log}(\text{ENVCI}_{2003}/\text{ENVCI}_{1998})][\text{Log}(\text{NVIE}_{2003}/\text{NVIE}_{1998})]$ , si  $\text{NVIE}_{pt}$  = montant moyen des dépenses par tête d'une province p au temps t ; (6)  $[\text{Log}(\text{ENVCI}_{2003}/\text{ENVCI}_{1998})][\text{Log}(\text{GINI}_{2003}/\text{GINI}_{1998})]$ , si  $\text{GINI}_{pt}$  = 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 ; (10)  $\rho$  est le coefficient de la variable spatialement retardée  $W^*P$  ; (11) Ratio du taux de vulnérabilité sur l'incidence de la pauvreté P0 ; (12) Modèle spatial auto-régressif incorporant une variable dépendante spatialement 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.

Le tableau 2 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 durable et transitoire. Tous les coefficients relatifs à la variation du log des envois de fonds de Côte d'Ivoire sont négatifs et significatifs. On notera que cette relation ne prévaut que pour la pauvreté transitoire lorsque les estimations économétriques prennent en compte l'ensemble des transferts. En effet, dans ce cas, toutes les régions sont considérées, et le ratio de pauvreté régionale durable décline légèrement, comme cela a été précédemment indiqué. Or, lorsque les estimations ne portent que sur les transferts émanant de Côte d'Ivoire, huit régions pour lesquelles ces derniers sont nuls ont été exclues, ce qui inverse faiblement l'évolution de la pauvreté durable. Par ailleurs, dans le cas des envois de fonds ivoiriens, on constate que l'impact du taux de croissance de ces derniers sur la pauvreté durable et transitoire 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 durable et transitoire 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 durable et transitoire augmente avec l'inégalité des dépenses par tête. La figure 3 présente la relation, au niveau régional, entre le taux de croissance des ratios de pauvreté durable et transitoire prédits 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 -0,090 et -0,123, respectivement, pour les ratios de pauvreté durable et transitoire. On notera que ces élasticités

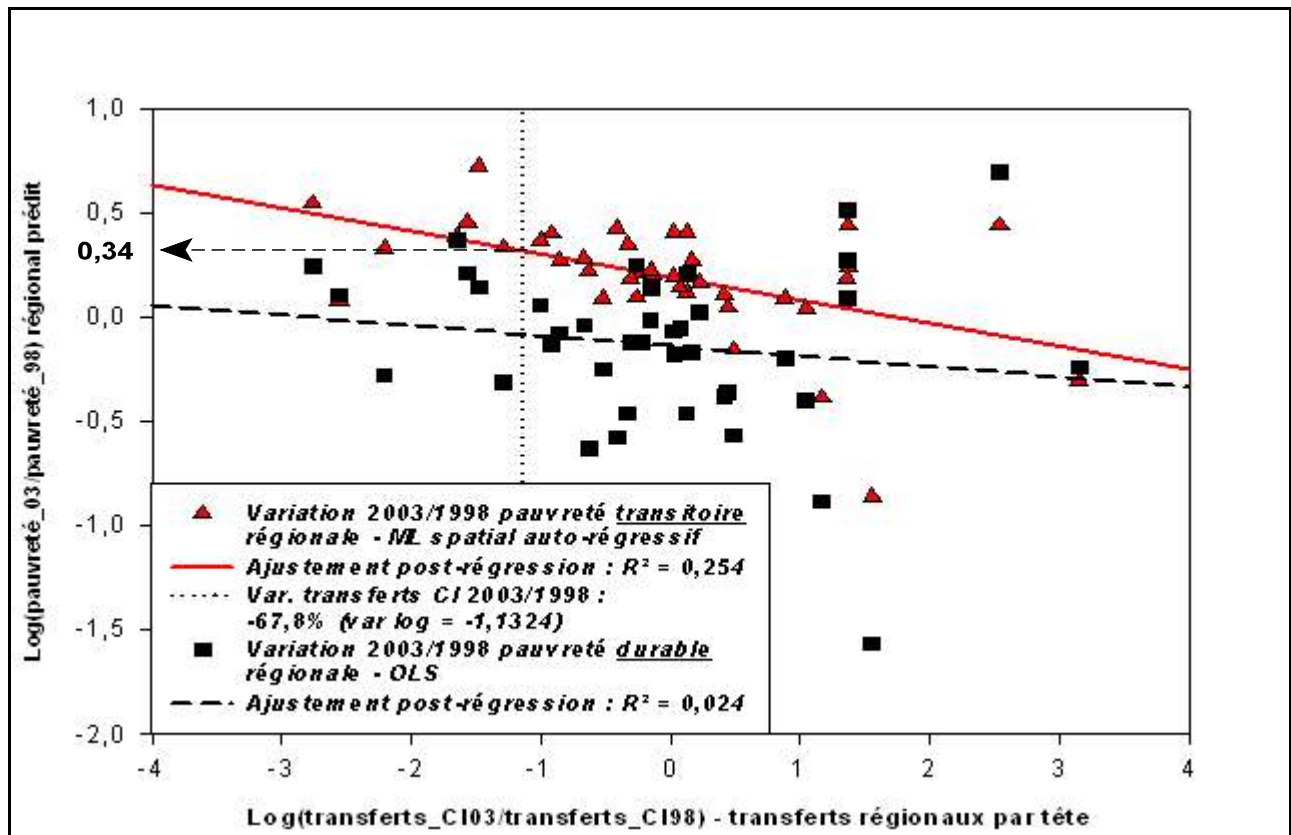


Figure 3 : Log de la variation des ratios de pauvreté durable et transitoire prédits selon la variation des transferts régionaux par tête de Côte d'Ivoire – Burkina Faso 1998-2003

sont assez proches de celles inhérentes aux indices FGT de pauvreté, mises en évidence dans une étude récente<sup>32</sup>. De plus, la sensibilité du taux de croissance de la pauvreté transitoire à l'égard de la variation des envois de fonds de Côte d'Ivoire est plus élevée que dans le cas de la pauvreté durable, comme le suggère la figure 3. Ainsi, par exemple, une diminution du *taux de croissance* de 10 pour cent des transferts en provenance de Côte d'Ivoire entraîne une élévation de 1,23 pour cent du *taux de croissance* de l'incidence de la pauvreté transitoire. En ce qui concerne l'élasticité de la pauvreté transitoire, inhérente à la variation de l'ensemble des transferts, elle est donnée directement par le coefficient du tableau 3, colonne (6), et apparaît un peu plus élevée – -0,217.

Sous certaines conditions, les résultats précédents autorisent une simulation de l'évolution de la pauvreté, en fonction de la dynamique des transferts privés qui a été constatée au cours de la période. Cependant, compte tenu de l'incertitude relative à la sensibilité de la pauvreté durable à l'égard des envois de fonds, due, en partie, à la méthode de recherche, il est préférable de réserver cet exercice à la simulation de la variation de la pauvreté transitoire régionale<sup>33</sup>. A cet égard, en considérant que les transferts réels de Côte d'Ivoire ont chuté de 67,8 pour cent entre 1998 et 2003<sup>34</sup>, l'équation relative à la colonne (2) du tableau 3 génère, toutes choses égales par ailleurs, un taux de croissance de la pauvreté transitoire régionale de 46,6 pour cent, alors que la variation réelle des privations conjoncturelles au cours de la période a été de 31,5 pour cent. Par ailleurs, la considération de la figure 3 produit une estimation de l'élévation du ratio de pauvreté transitoire de 40,5 pour cent entre 1998 et 2003, consécutivement à la baisse des transferts de Côte d'Ivoire précédemment indiquée<sup>35</sup>.

Ainsi, 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 transitoire entre 1998 et 2003.

<sup>32</sup> 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. Lachaud [2004].

<sup>33</sup> Les variables qui ne sont pas statistiquement significatives – constante et taux d'urbanisation – ne sont pas prises en compte.

<sup>34</sup> Lachaud [2004], tableau 4.

<sup>35</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 0,34. De ce fait,  $(e^{0,34} - 1) * 100 = 40,5$  pour cent.

## 4. Conclusion

L'examen des effets de la réduction des envois de fonds, due à la crise ivoirienne, sur la pauvreté durable et transitoire, ainsi que sur la vulnérabilité, à l'aide des informations des enquêtes prioritaires de 1998 et 2003, conduit à deux conclusions principales.

Premièrement, les perturbations du processus de redistribution, via les envois de fonds, ont contribué à élever la pauvreté transitoire au Burkina Faso au cours de la période 1998-2003. Toutes choses égales par ailleurs – en contrôlant par l'année de l'enquête, le log du taux d'urbanisation et le log de l'inégalité des dépenses par tête au niveau régional –, une diminution de 10 pour cent des envois de fonds par tête de Côte d'Ivoire induit une élévation du taux de pauvreté transitoire de 1,89 pour cent. A cet égard, une simulation simple, tenant compte d'une réduction du volume des transferts réels de Côte d'Ivoire de 67,8 pour cent entre 1998 et 2003, induit une élévation du ratio de pauvreté transitoire des ménages de 12,8 pour cent au cours de la période – contre une variation observée de 27,0 pour cent. Par ailleurs, la réduction des envois de fonds de Côte d'Ivoire n'a pas influencé la pauvreté durable, alors que le ratio vulnérabilité/incidence de pauvreté augmente avec ces derniers.

Deuxièmement, 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 durable et transitoire. 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 -0,090 et -0,123, respectivement, pour les ratios de pauvreté durable et transitoire. A cet égard, en considérant le rythme précédent de variation des transferts réels de Côte d'Ivoire, l'estimation économétrique permet de simuler, toutes choses égales par ailleurs, un taux de croissance de la pauvreté transitoire régionale de 46,6 pour cent entre 1998 et 2003, alors que la variation réelle des privations conjoncturelles au cours de cette période a été de 31,5 pour cent.

Ainsi, les estimations économétriques tendent à montrer que la variation effective de certaines formes de privations entre 1998 et 2003, en particulier la pauvreté transitoire, est, en très grande partie, imputable au ralentissement du rythme du processus de redistribution. La validité de ce résultat est renforcée par deux éléments d'analyse. D'une part, l'accroissement de la pauvreté globale entre 1998 et 2003 est essentiellement imputable à la progression de la pauvreté transitoire évolutive – caractérisant des ménages pauvres mais faiblement vulnérables. Or, la réduction des transferts en direction des ménages représente un déficit ponctuel de ressources qui singularise la pauvreté transitoire. D'autre part, alors qu'en 2003, le retard des pluies a pu contribuer à réduire la production agricole, ce que pourrait suggérer le coefficient relatif au trend, positif et significatif, l'absence de trend dans le modèle économétrique influence peu l'élasticité du ratio de pauvreté transitoire par rapport aux envois de fonds de Côte d'Ivoire.

### Références bibliographiques

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.

Lachaud, J.-P. 2003. *Pauvreté et inégalité au Burkina Faso : profil et dynamique*, Ouagadougou, miméo, Programme des nations unies pour le développement.

–. 2004. *Crise ivoirienne, envois de fonds et pauvreté au Burkina Faso*, Bordeaux, document de travail n°90, Centre d'économie du développement, Université Montesquieu-Bordeaux IV.