



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

*Université Montesquieu-Bordeaux IV*

**Document de travail**

**DT/153/2010**

**Dynamiques *ex post* et *ex ante* de la pauvreté au Niger**

**Par**

**HAMADOU DAOUDA Youssoufou**

*Doctorant LARE-efi (GED), Université Montesquieu – Bordeaux IV*

Avenue Léon Duguit – 33608 Pessac (France) – tél : 0556842938 – fax : 0556848506

[yankori2000@yahoo.fr](mailto:yankori2000@yahoo.fr) ; [larefi@u-bordeaux4.fr](mailto:larefi@u-bordeaux4.fr)

<http://lare-efi.u-bordeaux4.fr> ; <http://ged.u-bordeaux4.fr>

# Dynamiques *ex post* et *ex ante* de la pauvreté au Niger

Par

HAMADOU DAOUDA Youssoufou

*Doctorant LARE-efi (GED), Université Montesquieu – Bordeaux IV*

## Résumé

Cet article tente de mettre en évidence la dynamique monétaire de la pauvreté au Niger au cours de la période 2005 et 2007-2008. Premièrement, l'analyse portée sur les outils de mesures classiques de la pauvreté – indices FGT, dominance stochastique, décomposition sectorielle, etc. – révèle une baisse statistiquement significative de la pauvreté au cours de la période considérée malgré quelques disparités sectorielles. Deuxièmement, une nouvelle stratification des individus, des formes de pauvreté et de la vulnérabilité a été opérée. A cet égard, les résultats suggèrent que la *pauvreté chronique* a fortement chuté – 0,844 à 0,586, mais la *pauvreté transitoire* a quant à elle augmenté – 0,155 à 0,414. Par ailleurs, l'approfondissement des dimensions de la vulnérabilité laisse entrevoir que les couches fragiles de la population n'ont pas connu une baisse de leur probabilité moyenne de vulnérabilité – 0,727 à 0,702 et 0,661 à 0,665, respectivement pour les *pauvres chroniques* et les *non pauvres vulnérables et précaires*. Enfin, l'exploration des déterminants des dimensions de la pauvreté et de la vulnérabilité au moyen d'un modèle logistique multinomial, montre que les facteurs explicatifs de la pauvreté et/ou de la vulnérabilité sont inhérents : (i) *au statut socioéconomique* : les familles dirigées par un agriculteur sont plus susceptibles d'être localisées dans les segments les plus bas de la distribution du niveau de vie ; (ii) *au niveau d'instruction* : les ménages conduits par un chef sans instruction, ont plus de chance d'être identifiés dans le segment des pauvres chroniques comparativement à un chef qui possède un niveau secondaire ; (iii) *à la localisation géographique* : l'analyse économétrique confirme que la pauvreté reste traditionnellement massive dans les quatre grandes régions du pays – Dosso, Maradi, Tillabéry et Zinder – où les probabilités de pauvreté chronique sont les plus élevées.

## Abstract: Dynamics *ex post* and *ex ante* of poverty in Niger

This article tries to highlight the monetary dynamics of poverty at Niger during the period 2005 and 2007-2008. Firstly, the analysis related to the traditional measuring instruments of poverty - indices FGT, stochastic predominance, sectoral decomposition, etc - reveals a statistically significant fall of poverty during the period considered in spite of some sectoral disparities. Secondly, a new stratification of the individuals, forms of poverty and vulnerability were operated. In this respect, the results suggest that *chronic poverty* strongly fell - 0,844 to 0,586, but *transitory poverty* as for it increased - 0,155 to 0,414. In addition, the deepening of dimensions of the vulnerability lets foresee that the fragile layers of the population did not know a fall of their average probability of vulnerability - 0,727 to 0,702 and 0,661 to 0,665, respectively for the *chronic poor* and *non poor but vulnerable and precarious*. Lastly, the exploration of the determinants of dimensions of poverty and the vulnerability using a logistic model multinomial, watch that the explanatory factors of poverty and/or vulnerability are inherent: (I) *with the socio-economic statute*: the families directed by a farmer are more likely to be localized in the bottoms segments of the distribution of the standard of living; (II) *on the educational level*: the households led by a chief without instruction, are likely more to be identified in the segment of the chronic poor compared to a chief who has a secondary level; (III) *with the geographical location*: the econometric analysis confirms that poverty remains traditionally massive in the four great areas of the country - Dosso, Maradi, Tillabéry and Zinder - where the probabilities of chronic poverty are highest.

**Mots-clés:** Pauvreté monétaire, formes de pauvreté, vulnérabilité, modèle logistique, Niger

**Keywords:** Monetary poverty, forms of poverty, vulnerability, logistic model, Niger

**JEL Classification:** I31, I32, 012,018

## Sommaire

<b>1. Introduction</b> .....	1
<b>2. Approche <i>ex post</i> de la dynamique monétaire de pauvreté</b> .....	2
<b>2.1. Cadre méthodologique et sources statistiques</b> .....	2
A. <i>Cadre méthodologique</i> .....	2
C. <i>Sources statistiques et contraintes méthodologiques</i> .....	4
<b>2.2. Analyse de l'évolution de la pauvreté : ampleur et changements structurels</b> .....	6
A. <i>Evolution de la pauvreté nationale : une sensible tendance baissière</i> .....	6
B. <i>Dynamique de pauvreté selon le milieu</i> .....	8
D. <i>Dynamique de pauvreté selon les caractéristiques socioéconomiques du ménage</i> .....	13
<b>3. Dynamique de pauvreté <i>ex ante</i>: pauvreté chronique et pauvreté transitoire</b> .....	15
<b>3.1. Concepts, méthodes et analyse</b> .....	16
A. <i>Pauvreté chronique, pauvreté transitoire et vulnérabilité : concepts et méthodes</i> .....	16
B. <i>La méthode d'analyse</i> .....	19
<b>3.2. Ampleur de la pauvreté chronique et temporaire</b> .....	20
A. <i>Evolution des formes de pauvreté selon le milieu et la localisation géographique</i> .....	20
B. <i>Profil de la vulnérabilité à la pauvreté</i> .....	24
<b>3.3. Déterminants des dimensions de la pauvreté et de la vulnérabilité</b> .....	27
A. <i>Éléments de modélisation et spécification des variables</i> .....	27
B. <i>Evidence empirique : une analyse par milieu de résidence</i> .....	29
C. <i>Ampleur des changements structurels sur la pauvreté et la vulnérabilité : une analyse de sensibilité par milieu de résidence</i> .....	33
<b>4. Conclusion</b> .....	36
<b>Références bibliographiques</b> .....	38
<b>Annexes</b> .....	41



## 1. Introduction

L'histoire socioéconomique du Niger est chargée d'épisode de crises, de déséquilibres structurels internes et d'une forte vulnérabilité aux chocs exogènes. Malgré les progrès enregistrés au cours de ces deux dernières décennies en termes d'assainissement des finances publiques, de performances macroéconomiques et de réduction de l'inflation, le pays peine à amorcer véritablement son processus de transition économique.

Cet échec dans le processus de transition économique a fortement influencé la dimension sociale du développement. Le Niger demeure ainsi un pays à très faible développement humain, *l'indicateur de pauvreté internationale* montre qu'en 2004, 56,4 pour cent de la population nigérienne avaient des ressources inférieures au seuil de subsistance d'un dollar par jour en parité de pouvoir d'achat (PPA) de 2003. De même, le processus de transition économique n'a pas permis d'améliorer véritablement les conditions d'existence et d'atténuer la fragilité spécifique de certains groupes sociaux. Par exemple, la majeure partie de la population vit encore de l'agriculture de subsistance, et est essentiellement rurale – en 2005 par exemple, 76,7 pour cent des individus vivent en zone rurale (United Nations, 2006). En outre, cette agriculture est fortement dépendante des conditions pluviométriques ; et les récoltes sont menacées par les sécheresses devenues récurrentes au cours des dernières années. Par ailleurs, la croissance démographique explosive accentue la désertification, accélère la pauvreté des sols, et réduit les surfaces arables - 25 à 12,5 pour cent depuis l'indépendance.

Dans ces conditions, il n'est pas inutile de chercher à comprendre les phénomènes à l'origine de la paupérisation des conditions de vie des populations nigériennes, en mettant notamment en évidence leur évolution dans le temps. Ce papier s'inscrit alors dans cette perspective. A l'aide des approches *ex post* et *ex ante* du bien-être, il propose une analyse de la dynamique de pauvreté en termes monétaire à partir des informations statistiques transversales de deux enquêtes de ménages. Dans un premier temps, il est question de présenter les outils méthodologiques nécessaires à l'appréhension de la dynamique de pauvreté monétaire, ainsi que les sources et contraintes statistiques liés aux investigations. Dans un second temps, nous dresserons l'évolution et l'ampleur de la pauvreté monétaire au Niger sur la période de 2005 – 2007/2008 en mettant en exergue sa distribution en termes

## 2 DYNAMIQUES EX POST ET EX ANTE DE LA PAUVRETE AU NIGER

---

spatiale, sociodémographique et économique. Dans un troisième temps, l'analyse de la dynamique des privations au Niger sera renforcée par l'appréhension des notions de chronicité et de transition de pauvreté. La nouvelle stratification des ménages en termes de pauvreté chronique et transitoire qui en résulte nous permettra de mettre en évidence l'ampleur des formes de pauvreté selon les caractéristiques socioéconomiques des groupes considérés. Enfin, à l'aide d'une analyse économétrique, nous aborderons les déterminants des formes de pauvreté et de la vulnérabilité.

### 2. Approche *ex post* de la dynamique monétaire de pauvreté

L'objectif de cette section est double. D'abord, il s'agit de présenter les outils conceptuels simples inhérents à l'appréhension de la dynamique monétaire des privations. Ensuite, la mise en œuvre de ses outils permettra d'analyser l'ampleur et la structure de la pauvreté au Niger entre 2005 et 2007/2008

#### 2.1. Cadre méthodologique et sources statistiques

##### A. Cadre méthodologique

Il existe dans la littérature plusieurs indices permettant de mesurer les privations des individus ou des ménages. Dans le cadre de ce travail, nous privilégions les indices proposés par Foster, Greer et Thorbecke (1984)<sup>1</sup>. L'étude de la pauvreté s'intéresse également aux comparaisons de pauvreté. Celles-ci peuvent se faire dans le temps, entre secteurs ou groupes socioéconomiques. Dans le cadre d'une analyse sectorielle de la pauvreté, la détermination des profils de pauvreté (répartition de la pauvreté entre différents sous-groupes selon le milieu, la localisation géographique, le genre...) présente un intérêt évident. Supposons que

---

<sup>1</sup> Dont la formule générale est donnée comme suit :  $P_\alpha = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q \left( \frac{z-y_i}{z} \right)^\alpha$ , avec  $n$  la population totale,  $q$  le nombre de ménages pauvres,  $\alpha$  un paramètre d'aversion pour la pauvreté,  $z$  la ligne de pauvreté et  $y_i$  le bien-être du ménage  $i$ . Selon la valeur de  $\alpha$ , trois indices caractéristiques peuvent être spécifiés. Ce sont les « trois 'i' de la pauvreté », c'est-à-dire l'*incidence* (lorsque  $\alpha$  est de 0), l'*intensité* ( $\alpha$  est de 1) et l'*inégalité* de la pauvreté ( $\alpha$  est de 2). Cette expression présente l'avantage d'obéir à deux principes : (i) le *principe de la décomposabilité* en sous groupe socio-économique ; (ii) le *principe d'additivité* selon lequel la pauvreté totale serait la moyenne des différents indices pondérés par la part de chaque sous-groupe dans la population étudiée (Ravallion, 1992). Par ailleurs, on trouve au sein de la littérature d'autres indices non moins importants, par exemple, l'indice de Watt (1968) ; l'indice de Clark et al. (1981), l'indice de Thon ou celui de Kakwani. Pour plus de détails, se référer à Deaton (1997) ou Zheng (1997).

l'on puisse stratifier la population en  $m$  sous-groupes ( $j = 1 \dots m$ ). Compte tenu du principe d'additivité des indices FGT, un profil de pauvreté peut donner la valeur des indices pour chaque segment  $j$  ( $P_j$ ). Ainsi la pauvreté globale s'obtiendrait en faisant la moyenne des différents indices, pondérée par la part de chaque secteur ou groupe socioéconomique dans la population (Ravallion, 1992).

$$P = \sum_{j=1}^m P_j \frac{n_j}{n} \quad [1]$$

Ainsi, en vertu du principe d'additivité des indices *FGT*, la variation de la pauvreté entre deux dates ( $t = 1, 2$ ) est appréhendée par les modifications de pauvreté à l'intérieur des secteurs (variations intra-sectorielles) et par les déplacements de population entre les secteurs (variations inter-sectorielles) (Ravallion, Huppi, 1991). Etant donné  $P_\alpha^t$  un indice *FGT* ( $\alpha \geq 0$ ) à la date  $t$  et  $v_j^t = n_j^t / n^t$ , la part dans la population totale du secteur  $j$  ( $j = 1 \dots k$ ), il est possible d'exprimer la variation de la pauvreté entre les deux dates par :

$$P_\alpha^2 - P_\alpha^1 = \sum_{j=1}^k (P_{\alpha j}^2 - P_{\alpha j}^1) V_j^1 + \sum_{j=1}^k (V_j^2 - V_j^1) + \sum_{j=1}^k (P_{\alpha j}^2 - P_{\alpha j}^1) (V_j^2 - V_j^1) \quad [2]$$

La première composante correspond aux *effets intra-sectoriels*. Elle explique la contribution des changements de la pauvreté à l'intérieur de chaque secteur, lorsque les proportions de population des différents secteurs sont fixées à leur niveau initial (en  $t = 1$ ). La deuxième composante, *l'effet des déplacements de population*, mesure l'impact des changements de la répartition de la population entre secteurs sur la pauvreté initiale. La troisième composante mesure les *effets d'interaction*, c'est-à-dire l'éventuelle corrélation entre les variations sectorielles de pauvreté et les mouvements de population. Si les indices de pauvreté permettent de rendre compte des privations dont sont victimes les individus, il est évident qu'ils restent néanmoins limités pour appréhender toute la dynamique de la pauvreté. C'est pourquoi, il est nécessaire de tester la robustesse des comparaisons de pauvreté entre les différents sous-groupes.

### B. Robustesse des comparaisons de pauvreté

La robustesse des comparaisons de pauvreté peut s'opérer de deux manières : soit cardinale ou ordinale. Dans le premier cas, il s'agit du test de nullité des différences de la

## 4 DYMANIQUES EX POST ET EX ANTE DE LA PAUVRETE AU NIGER

pauvreté présentée comme une forme d'extension d'un test de significativité des différences de moyennes (Kakwani, 1980). Pour faire ce calcul, il faut exprimer les erreurs types (standards errors) asymptotiques des indices FGT<sup>2</sup> lorsque  $\alpha$  est respectivement égale à 0 et  $\alpha \geq 1$ .

Il en résulte que la statistique  $t$ , égale au rapport de la valeur de l'indice de pauvreté considéré et de l'erreur type associée suit une distribution asymptotique normale de moyenne nulle et de variance égale à 1. Elle permet de tester la nullité des indices de pauvreté. Ainsi, un  $t$  supérieur à 1,96 signifie que l'hypothèse de nullité de l'indice doit être rejetée au seuil de 5 %<sup>3</sup>. La deuxième façon consiste à calculer des tests de dominance stochastique. Dans un premier temps, on peut considérer deux distributions A et B et un seuil de pauvreté maximum  $z_{\max}$ . Si les points de la courbe de A se trouvent au dessus de la courbe de B pour des valeurs de dépenses inférieures à  $z_{\max}$ , alors on dit que la pauvreté est plus importante en A qu'en B c'est-à-dire qu'il y a dominance de premier ordre de A en B. Une seconde dominance à l'aide des courbe TIP est déterminée lorsque la condition de premier ordre n'est pas respectée. Pour ce faire, on détermine  $\Gamma_{xi}$ , le vecteur des écarts de pauvreté  $z$  normalisés associés aux dépenses  $x$ <sup>4</sup>.

### C. Sources statistiques et contraintes méthodologiques

Dans cette étude, les bases de données de deux enquêtes nationales auprès des ménages vont fonder les analyses sur le profil dynamique de pauvreté au Niger<sup>5</sup>. Il s'agit du Questionnaire Unifié sur les Indicateurs de Base de Bien-être (QUIBB) réalisé entre avril-juillet 2005. Ayant pour base de sondage le Recensement Général de la Population et de

---

<sup>2</sup> Formellement, on écrit :  $SE(P_0) = \frac{\sqrt{P_0(1-P_0)}}{n}$  et  $SE(P_\alpha) = \frac{\sqrt{(P_{2\alpha} - P_\alpha^2)}}{n}$

<sup>3</sup> On l'obtient de la façon suivante : Soit deux échantillons  $n_1$  et  $n_2$  et deux indices de pauvreté correspondants  $P^{*1}$  et  $P^{*2}$ , la statistique  $\eta$  est égale  $\eta = \frac{P^{*1} - P^{*2}}{SE(P^{*1} - P^{*2})}$ , avec  $SE(P^{*1} - P^{*2}) = \sqrt{(\sigma_1^2/n_1) + (\sigma_2^2/n_2)}$  et  $\sigma_i = SE(P^{*i}) \cdot \sqrt{n_i}$ . La statistique  $\eta$  suit également une distribution asymptotique normale centrée réduite et permet de tester l'hypothèse nulle  $H_0$  selon laquelle les différences de pauvreté observées ne sont pas significativement différentes de zéro. De ce fait, lorsque la valeur absolue calculée de  $\eta$  est supérieure à 1,96, on rejette  $H_0$  et par conséquent la différence entre les deux indices de pauvreté est statistiquement significative, pour un niveau de confiance de 5 %.

<sup>4</sup>  $X$  étant égal à  $x_1, x_2, \dots, x_n$  et  $\Gamma_{xi} = \max \left[ \frac{(z - xi)}{z, 0} \right]$ .

<sup>5</sup> Ces deux enquêtes, outre l'avantage qu'elles ont d'être récentes, sont réalisées à l'aide d'outils relativement modernes (lecture optique des informations, tableaux standards générés automatiquement...). Elles diffèrent à cet effet de la toute première enquête nationale portant sur l'analyse de la pauvreté au Niger ayant été réalisée entre 1990-94.



l'Habitat de 2001, il a été réalisé auprès de 6690 ménages<sup>6</sup>. Le QUIBB est un questionnaire standard simple développé et financé par la Banque Monde dans plusieurs pays en développement. Au Niger, il a été conçu pour permettre, notamment, le suivi des indicateurs de pauvreté et des effets des politiques, programmes et projets de développement sur le niveau de vie des ménages. L'étude mobilise également la dernière enquête nationale budget-consommation (ENBC). Elle a été réalisée d'avril 2007 à avril 2008 auprès de 4050 ménages<sup>7</sup>. Présentant sensiblement les mêmes caractéristiques que la précédente, l'ENBC a été réalisée pour fournir une possibilité de comparaison des conditions de vie des ménages nigériens. Cependant, il est à noter que cette opération resterait délicate compte tenu de quelques incertitudes statistiques et méthodologiques.

Bien que ce soit la méthode du coût des besoins essentiels qui soit utilisée pour déterminer le seuil de pauvreté en 2005 et 2007-2008, la part de la consommation non alimentaire n'a pu être obtenue par une procédure économétrique, en raison de l'insuffisance des données en matière de prix non alimentaire. L'INS adopte une procédure proche de celle développée par Ravallion (1996) en considérant le seuil de pauvreté non alimentaire comme la moyenne des dépenses non alimentaires des ménages pour lesquels les dépenses alimentaires se situent autour de la ligne de pauvreté alimentaire<sup>8</sup>. Finalement, les seuils de pauvreté de 144750 et 150933 F.cfa ont été retenus. Malgré les risques inhérents à la méthode de détermination du seuil, l'étude retient en fin de compte, et par souci de conformité, les lignes de pauvreté validées par l'institut national de la statistique.

Par ailleurs, les informations des deux enquêtes ont été collectées à des périodes différentes – période de grande soudure en avril-juillet 2005, et période mixte (soudure et post-récoltes) d'avril 2007 à avril 2008. Afin de tenir compte de la probable interférence des variations de consommation et des prix dans les comparaisons du niveau de vie, un indice de

---

<sup>6</sup> La base de sondage de l'enquête QUIBB est issue de la liste des Zones de Dénombrement (ZD) du Recensement Général de la Population et de l'Habitat organisé en mai 2001. Avant le tirage de l'échantillon, les ZD du département de Bilma (extrême nord-est du pays) ont été mises à part, compte tenu de la position géographique de ce département qui se situe en plein désert nigérien et n'ayant pas été couvert par l'enquête pour des raisons de coût.

<sup>7</sup> L'enquête a porté au départ sur 4050 ménages. Par la suite, 50 ménages ont été supprimés pour les raisons suivantes. D'abord 8 ménages ont été invalidés pour cause de réponses incomplètes. Ensuite les 9 seuls ménages enquêtés dans la strate d'Agadez rurale ont été exclus de l'analyse en raison de l'inaccessibilité à cette zone. Enfin, 33 ménages ayant des dépenses alimentaires anormalement faibles ont aussi été exclus.

<sup>8</sup> Pour ce faire, un groupe de ménages dont les dépenses alimentaires se trouvent à plus ou moins 10 % du seuil de pauvreté alimentaire, est constitué. La moyenne des dépenses non alimentaires de ce groupe est utilisée comme ligne de pauvreté non alimentaire. Mais, cette procédure n'est pas sans conséquence lorsqu'on utilise le déflateur des lignes de pauvreté pour l'évaluation des dépenses de 2005 aux prix de 2007-2008.

## 6 DYNAMIQUES EX POST ET EX ANTE DE LA PAUVRETE AU NIGER

---

prix ayant pour base le mois d'avril 2008 a été calculé. Ainsi la valeur nominale de l'agrégat de consommation de chaque ménage est divisée par cet indice<sup>9</sup>.

### 2.2. *Analyse de l'évolution de la pauvreté : ampleur et changements structurels*

Les outils conceptuels et analytiques précédemment exposés vont à présent nous permettre de fonder, dans la mesure du possible, une analyse de la dynamique *ex post* de pauvreté monétaire sur la période 2005 – 2007/2008, au niveau national, selon le milieu et la localisation géographique.

#### A. *Evolution de la pauvreté nationale : une sensible tendance baissière*

Au cours de la période 2005 – 2008, la croissance économique du Niger, n'a pas été régulière. En effet, le taux de croissance économique est passé de 7,4 en 2005 à 3,1 en 2007, puis à 9,5 en 2008, soit une moyenne de 6,5 sur la période 2005 – 2007/2008. Cependant, malgré cette instabilité de la performance économique du pays, le niveau de vie au cours de cette période ne s'est pas dégradé, bien au contraire. De plus, sur l'ensemble, les dépenses de consommation réelle exhibent une hausse considérable de 22 pour cent. Cette augmentation du pouvoir d'achat des individus et des ménages a consécutivement induit une amélioration de leur niveau de vie comme on peut le constater sur le tableau 1 affichant les valeurs des indices FGT pour 2005 et 2007-2008 ainsi que celles de la statistique  $\eta$  testant l'hypothèse de nullité des écarts de pauvreté pour les deux périodes. Tout d'abord, on peut observer que l'incidence de la pauvreté en termes d'individus a baissé de 2,5 points de pourcentage<sup>10</sup>. En outre, le tableau 1 montre que la baisse est encore plus importante lorsqu'on considère l'indicateur d'intensité. En effet, l'écart de pauvreté en pourcentage de la ligne de pauvreté (P1) au cours de la même période a considérablement décliné, en passant de 33 pour cent à 19,5 pour cent. Cependant, cette baisse tendancielle n'est pas uniforme puisque l'inégalité de la pauvreté semble se stabiliser au cours de la période.

---

<sup>9</sup> Pour les deux enquêtes, l'agrégat de consommation est d'abord établi au niveau des ménages. Afin de tenir compte des différentiels spatiaux de coût de la vie, cet agrégat a été normalisé par un déflateur spatial.

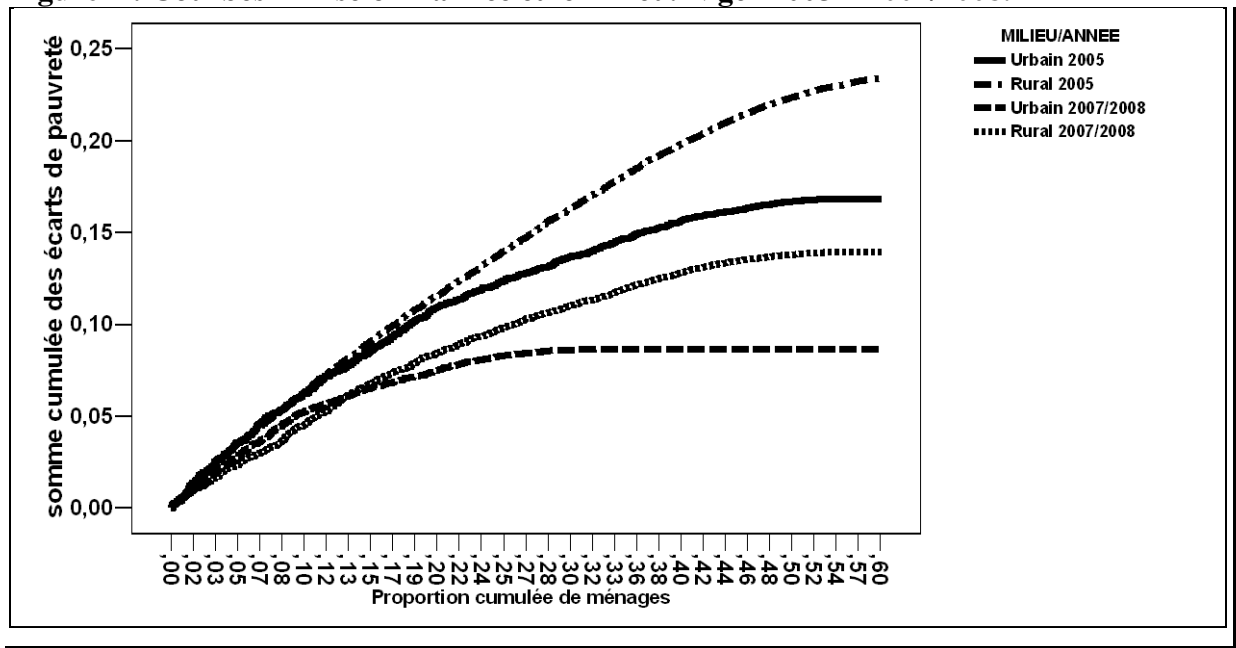
<sup>10</sup> La baisse de l'incidence de la pauvreté est légèrement plus importante lorsque l'analyse est portée en termes de ménages. En effet, le tableau exhibe que le ratio de la pauvreté en termes de ménages a chuté de plus de 3 points de pourcentage.

**Tableau 1 : Mesure de la pauvreté en termes d'individus et de ménages selon le milieu, Niger 2005 et 2007-2008**

Année/ratio	2005			2007-2008			$\eta$		
	FGT(0) (Erreur Type) <sup>1</sup>	FGT(1) (Erreur Type) <sup>1</sup>	FGT(2) (Erreur Type) <sup>1</sup>	FGT(0) (Erreur Type) <sup>1</sup>	FGT(1) (Erreur Type) <sup>1</sup>	FGT(2) (Erreur Type) <sup>1</sup>	FGT(0) (Erreur Type) <sup>1</sup>	FGT(1) (Erreur Type) <sup>1</sup>	FGT(2) (Erreur Type) <sup>1</sup>
<i>Paramètres</i>									
<i>Individus</i>									
urbain	0,4414 (0,0059)	0,1530 (0,0026)	0,0727 (0,0016)	0,3667 (0,0070)	0,1127 (0,0028)	0,0490 (0,0016)	-8,18*	-10,57*	-10,43*
Niamey	0,2706 (0,0023)	0,0720 (0,0028)	0,0277 (0,0014)	0,2776 (0,0100)	0,0850 (0,0040)	0,0385 (0,0024)	0,54	02,68*	03,88*
Autres villes	0,5552 (0,0076)	0,2069 (0,0037)	0,1026 (0,0024)	0,4768 (0,0103)	0,1475 (0,0042)	0,0631 (0,0024)	-6,14*	13,46*	-11,64*
Rural	0,6568 (0,0025)	0,3361 (0,0016)	0,2204 (0,0011)	0,6390 (0,0030)	0,2116 (0,0014)	0,0907 (0,0014)	-4,50*	-74,69*	-93,12*
$\eta$ urb/rur	33,68*	69,72*	74,84*	35,75*	32,14*	23,28*			
Ensemble	0,6207 (0,0024)	0,3304 (0,0014)	0,0832 (0,0010)	0,5953 (0,0028)	0,1958 (0,0012)	0,0840 (0,0007)	-6,71*	-71,17*	-89,11*
<i>Ménages</i>									
Urbain	0,3658 (0,0143)	0,1243 (0,0061)	0,0582 (0,0037)	0,3111 (0,0174)	0,0908 (0,0065)	0,0386 (0,0037)	-2,43*	-3,74*	-3,79*
Niamey	0,2044 (0,0192)	0,0541 (0,0064)	0,0212 (0,0033)	0,2421 (0,0243)	0,0683 (0,0088)	0,0286 (0,0049)	1,15	1,30	1,25
Autres villes	0,4689 (0,0190)	0,1691 (0,0088)	0,0819 (0,0055)	0,4038 (0,0264)	0,1201 (0,0104)	0,0515 (0,0059)	-2,00*	4,86*	-3,77*
Rural	0,5637 (0,0067)	0,3040 (0,0039)	0,1777 (0,0027)	0,5386 (0,0085)	0,1670 (0,0035)	0,0689 (0,0019)	-2,32*	-26,22*	-32,54*
$\eta$ urb/rur	12,55*	24,68*	25,98*	11,76*	10,30*	7,33*			
Ensemble	0,5301 (0,0061)	0,2735 (0,0035)	0,1574 (0,0024)	0,4996 (0,0078)	0,1539 (0,0031)	0,0637 (0,0024)	-3,08*	-25,49*	-27,30*

(1) Les erreurs types sont indiquées entre parenthèses ; (2) Le calcul des statistiques  $\eta$  suit Kakwani (1990). Une (\*) signifie que les différences de pauvreté sont statistiquement significatives au seuil de 5 %.

Source : A partir des bases de données du QUIBB et de l'ENBC 2005 et 2007-2008

**Figure 1 : Courbes TIP selon l'année et le milieu. Niger 2005 – 2007/2008.**

Source : A partir des bases de données du QUIBB et de l'ENBC 2005 et 2007-2008

## 8 DYMANIQUES EX POST ET EX ANTE DE LA PAUVRETE AU NIGER

---

Ce résultat confirmé par l'évolution des dépenses réelles de consommation des pauvres (43 pour cent) laisse entrevoir une amélioration des ressources moyennes des pauvres, en pourcentage de la ligne de pauvreté<sup>11</sup>.

D'autre part, les écarts de pauvreté entre 2005 et 2007-2008 sont significativement différents de zéro étant donné que la statistique  $\eta$  est supérieure à 1,96 en valeur absolue pour les trois indices de pauvreté<sup>12</sup>. Quant au test de dominance de second ordre, à partir des courbes *TIP* présentées sur la figure A1 en annexe, il nous permet de classer, sans ambiguïté, la pauvreté en 2005 et 2007-2008. Ainsi, en référence à une ligne de pauvreté commune de 144750 F.cfa par an commune aux deux distributions, la dominance de  $TIP(\Gamma_{2005})$  sur  $TIP(\Gamma_{2007-2008})$  est une condition nécessaire et suffisante pour affirmer que  $Q(2007-2008/z')$  est inférieur à  $Q(2005/z')$  pour  $z' \leq z$ . De manière autrement dite, le fait que les courbes *TIP* ne se coupent pas pour ces deux distributions signifie que la pauvreté en 2005 est plus élevée qu'en 2007-2008. Toutefois, cette baisse de la pauvreté au niveau nationale cache des évolutions contrastées selon les régions, le milieu ou l'appartenance à un groupe socio-démographique et économique.

### B. Dynamique de pauvreté selon le milieu

Quelque soit l'année et l'indice considérés, la pauvreté rurale reste largement supérieure à la pauvreté urbaine. A titre d'exemple, en 2005, le ratio de pauvreté atteint 65.7 pour cent pour le secteur rural contre 44.1 pour cent pour le milieu urbain. La statistique  $\eta$  confirme cet écart sectoriel, indiquant que les différences de pauvreté urbain/rural sont statistiquement différentes de zéro. De même, sur la figure 1, on observe que les courbes *TIP* ( $\Gamma_{rural; 2005}$ ) dominant les courbes *TIP* ( $\Gamma_{urbain; 2005}$ )<sup>13</sup>, ce qui permet d'affirmer, sans ambiguïté, que la pauvreté est plus importante dans le secteur rural. Mais les deux secteurs ont connu un déclin du niveau de pauvreté quelque soit l'indicateur considéré, la statistique  $\eta$  et le test de dominance de deuxième ordre – figure1 – corroborent bien cette tendance même si la baisse de la pauvreté urbaine est statistiquement plus significative dans les centres urbains que dans

---

<sup>11</sup>Le rapport  $[1 - (P1/P0)]$  permet d'apprécier l'évolution des dépenses par tête des pauvres. En effet, celles –ci sont passées de 46,8 pour cent en 2005 à 67,1 pour cent en 2007-2008.

<sup>12</sup> De même, la valeur du t résultant du rapport entre la valeur des indicateurs de pauvreté et celle des erreurs types, montrent que l'hypothèse d'une pauvreté nulle doit être rejetée au seuil de 5 pour cent ( $t \geq 1,96$ ). Par exemple, la valeur du t varie de 258, 6 et 236, respectivement pour P0 et P1 en 2005, contre 212,6 et 163,2 pour P0 et P1 en 2007-2008.

<sup>13</sup> Il en est de même pour l'année 2007-2008.

**Tableau 2 : Décomposition de la variation de la pauvreté selon la localisation géographique et le milieu, Niger 2005 et 2007-2008**

Paramètre	Variation totale	Effets intra-sectoriels									Effets Déplacement Cement Population	Effets interaction
		Agadez	Diffa	Dosso	Maradi	Tahoua	Tillabéry	Zinder	Autres villes	Niamey		
Indices <sup>2</sup>												
Incidence P0	-2,54	-0,50	-0,04	-0,03	-1,12	+2,01	+0,45	-2,52	-0,79	+0,05	+0,39	-0,14
Intensité P1	-13,5	-2,97	-0,15	-1,90	-3,91	-0,61	-3,62	-3,62	-0,60	+0,09	+0,29	-0,26
Inégalité P2	-0,08	-0,17	-0,10	-1,71	-3,33	-0,73	-2,60	-2,60	-0,40	+0,07	+0,13	-0,22
Part variation												
Incidence P0	25,4	5,000	0,400	0,300	11,20	-20,1	-4,50	25,20	7,900	-0,500	-3,900	1,400
Intensité P1	67,3	14,85	7,500	9,500	19,55	3,000	12,20	18,10	3,000	-0,450	-1,200	1,300
Inégalité P2	8,00	1,700	1,000	1,710	33,30	7,300	21,80	26,00	4,000	-0,700	-1,300	2,200
Urbain												
Incidence P0	-2,54		-1,25					-1,48			+4,41	+0,04
Intensité P1	-13,5		-0,67					-12,86			+0,15	-0,08
Inégalité P2	-0,08		-0,40					-10,80			+0,11	-0,08
Rural												
Incidence P0	25,4		12,50					14,80			-4,41	-0,40
Intensité P1	67,3		03,35					6,430			-0,75	+0,40
Inégalité P2	8,00		4,000					10,80			-1,10	+0,80

(1) Cette décomposition suit l'approche de Ravallion, Huppi (1991). Les valeurs affichées dans le tableau ont été multipliées par 100 ; (2) indices FGT.

Source : A partir des bases de données du QUIBB et de l'ENBC 2005 et 2007-2008

les campagnes. Par exemple, en termes d'incidence, la pauvreté urbaine a décliné de 7,5 point de pourcentage (de 44,1 à 36,7 pour cent en termes d'individus), contre seulement 1,8 pour cent en milieu rural, confirmant la relative fragilité des conditions de vie des populations rurales. Par ailleurs, il faut souligner que cette baisse de la pauvreté urbaine résulte essentiellement de l'amélioration des conditions de vie dans les autres centres urbains. En effet, sur la période considérée, la pauvreté dans les autres villes du pays a baissé de 7,8 points de pourcentage alors que pour la capitale Niamey, on observe une stabilité de la pauvreté en termes d'individus (27,4 et 27,7 pour cent, respectivement en 2005 et 2007-2008); une stabilité d'ailleurs confirmée par la statistique  $\eta$ , non significative<sup>14</sup>. Ce résultat semble renforcer l'idée d'une dégradation du niveau de vie dans les agglomérations africaines<sup>15</sup> comme l'ont montrées certaines études sur la pauvreté (Lachaud, 1996, 2003).

<sup>14</sup> Mais l'analyse en termes de ménages relève que la pauvreté à Niamey a baissé de près de 4 point de pourcentage. Mais quoiqu'il en soit, son niveau reste tout de même assez élevé par rapport à celui qu'on peut observer dans les autres zones urbaines de la sous-région. Par exemple, au Burkina Faso, la pauvreté en termes de ménages dans les agglomérations était estimée à 14,7 pour cent (Lachaud, 2006).

<sup>15</sup> En effet, ce résultat n'est d'ailleurs pas étonnant pour le cas de Niamey. Ses dernières années, on constate une migration des couches de populations vulnérables vers la capitale. Ses populations, fuyant pour la plupart la misère viennent grossir les périphéries de la ville en adoptant des comportements qui favorisent leur maintien dans le dénuement. Pour plus de détails, voir l'ouvrage de Gilliard (2004) qui apporte un éclairage justement sur les phénomènes de migration vers les villes et leur conséquence sur la précarité des conditions d'existence.

## 10 DYMANIQUES EX POST ET EX ANTE DE LA PAUVRETE AU NIGER

---

La décomposition sectorielle de la pauvreté issue de Ravallion et Huppi (1991) affichée dans le tableau 2 permet de mettre en évidence l'importance des variations sectorielles dans l'explication de la réduction de la pauvreté. D'une part, les variations de la pauvreté au sein de chaque secteur contribuent à réduire la pauvreté, mais la part du secteur rural est encore plus prépondérante notamment dans les réductions de l'intensité et de l'inégalité de la pauvreté. D'autre part, l'effet des changements de la localisation de la population contribue à augmenter la pauvreté globale. Probablement, les mouvements de déplacement des populations démunies vers les centres urbains (notamment vers la capitale) ainsi que le fort taux d'accroissement de la population (3,3 pour cent par an) expliqueraient cette tendance. Cette situation appelle donc l'attention des autorités publiques, non seulement sur les mouvements migratoires pouvant favoriser une paupérisation des couches sociales et une certaine urbanisation de la pauvreté, mais aussi l'adoption d'une politique de natalité.

### C. *Dynamique de pauvreté selon la localisation géographique*

La prise en compte de la localisation géographique apporte des informations supplémentaires. Tout d'abord, en termes d'incidence, la pauvreté est demeurée relativement stable dans deux régions : Diffa et Dosso comme le prouve d'ailleurs la statistique  $\eta$  non significative<sup>16</sup> et le tableau 2 relatif à la décomposition des variations sectorielles de la pauvreté. Cette stabilité peut être liée aux spécificités de chacune de ses deux régions. Tout d'abord, la région de Diffa est celle où la pauvreté est la plus basse au Niger – 15,9 pour cent des individus en 2007-2008. Bien que se situant dans la zone saharo-sahélienne, les populations de cette région ont su apparemment mis à profit le potentiel halieutique et de la nappe phréatique des lacs de la Komadougou Yobé et du Tchad. Ainsi, la pêche et l'agriculture intensive – surtout du poivron –, constituent les activités principales des populations rurales. L'agriculture de subsistance relativement mieux diversifiée se caractérise par les cultures pluviales de mil (principale céréale du pays) mais aussi des cultures irriguées de manioc, maïs, niébé et sorgho en décrue, et des cultures de rente notamment la gomme arabique utilisée dans l'industrie du textile. Sans aucun doute, ces cultures constituent une importante source de revenus pour les populations rurales de cette région. Par exemple, la culture de poivron, marquée par une évolution significative sur la période décennale 1993-

---

<sup>16</sup> Mais l'intensité et l'inégalité ont fortement et significativement baissé, respectivement de 5,2 et 3,4 points de pourcentage pour Diffa et 15,4 et 13,9 points de pourcentage pour la région de Dosso. D'ailleurs, elles ont significativement baissé pour l'ensemble des régions rurales comme le montre la statistique  $\eta$ , significative à 5 pour cent.

**Tableau 3 : Mesure de la pauvreté en termes d'individus selon la localisation géographique, Niger 2005 et 2007-2008**

Année/ratio	2005			2007-2008			$\eta$		
	FGT(0) (Erreur Type) <sup>1</sup>	FGT(1) (Erreur Type) <sup>1</sup>	FGT(2) (Erreur Type) <sup>1</sup>	FGT(0) (Erreur Type) <sup>1</sup>	FGT(1) (Erreur Type) <sup>1</sup>	FGT(2) (Erreur Type) <sup>1</sup>	FGT(0) (Erreur Type) <sup>1</sup>	FGT(1) (Erreur Type) <sup>1</sup>	FGT(2) (Erreur Type) <sup>1</sup>
Paramètres									
Agadez	0,5165 (0,0203)	0,2546 (0,0109)	0,1373 (0,0071)	0,1610 (0,1830)	0,0453 (0,0064)	0,0186 (0,0034)	-13,00*	-16,51*	-14,98*
Diffa	0,1721 (0,0108)	0,0808 (0,0054)	0,0419 (0,0034)	0,1585 (0,0130)	0,0288 (0,0030)	0,0080 (0,0011)	-0,80	-8,43*	-9,84*
Dosso	0,6904 (0,0064)	0,4047 (0,0041)	0,2532 (0,0031)	0,6880 (0,0078)	0,2510 (0,0038)	0,1145 (0,0024)	-0,24	-27,29*	-35,76*
Maradi	0,8149 (0,0044)	0,4840 (0,0030)	0,3066 (0,0025)	0,7540 (0,0057)	0,2714 (0,0030)	0,1253 (0,0019)	-8,49*	-49,85*	-58,62*
Tahoua	0,4570 (0,0024)	0,2286 (0,0014)	0,1230 (0,0010)	0,5831 (0,0028)	0,1902 (0,0012)	0,0775 (0,0007)	13,95*	-9,03*	-18,12*
Tillabéry	0,6954 (0,0143)	0,3852 (0,0061)	0,2323 (0,0037)	0,7235 (0,0174)	0,2317 (0,0065)	0,0953 (0,0037)	3,09*	-31,92*	-41,57*
Zinder	0,7083 (0,0192)	0,3798 (0,0064)	0,1208 (0,0033)	0,5534 (0,0243)	0,1581 (0,0088)	0,0614 (0,0049)	-18,04*	-52,99*	-54,76*
Autres villes	0,5552 (0,0076)	0,2069 (0,0037)	0,1026 (0,0024)	0,4768 (0,0103)	0,1475 (0,0042)	0,0631 (0,0024)	-6,14*	13,46*	-11,64*
Niamey	0,2706 (0,0023)	0,0720 (0,0028)	0,0277 (0,0014)	0,2776 (0,0100)	0,0850 (0,0040)	0,0385 (0,0024)	0,54	2,68*	3,88*
Ensemble	0,6207 (0,0024)	0,3304 (0,0014)	0,0832 (0,0010)	0,5953 (0,0028)	0,1958 (0,0012)	0,0840 (0,0007)	-6,71*	-71,17*	-89,11*

(1) Les erreurs types sont indiquées entre parenthèses ; (2) Le calcul des statistiques  $\eta$  suit Kakwani (1990). Une (\*) signifie que les différences de pauvreté sont statistiquement significatives au seuil de 5 %.

Source : A partir des bases de données du QUIBB et de l'ENBC 2005 et 2007-2008

2003, a générée un chiffre d'affaire d'environ 12 milliards de FCFA en 2003 (Pini et al, 2007). Quant à la stabilité de la pauvreté dans la région de Dosso, située plutôt dans la zone sahélo-soudanaise – pluviométrie moyenne –, elle s'explique par la relative stabilité des pluies au cours de la période 2005-2007/2008. Cependant, l'agriculture y est une agriculture essentiellement de subsistance, ce qui explique d'ailleurs le fort niveau de pauvreté de la région – 68.8 pour cent des individus en 2007/2008.

Ensuite, le tableau 3 révèle que la pauvreté a significativement augmenté dans deux régions entre les deux dates à savoir Tahoua et Tillabéry, respectivement de 12,6 et 2,8 points de pourcentage en termes d'incidence – soit respectivement de 45,7 à 58,3 pour cent ; et 69,5 à 72,3 pour cent –, malgré une hausse des dépenses réelles par tête, respectivement de +5,3 et +26,3 pour cent. Ces deux régions contribuent à 35,7 pour cent à la pauvreté nationale. Par ailleurs, la décomposition selon les régions confirme la hausse de la pauvreté dans ces régions – notamment à Tahoua – lorsqu'on tient compte du ratio de pauvreté. L'accentuation du niveau de vie dans ses régions peut être également reliée aux spécificités de chacune d'elles. En effet, il s'agit des régions pratiquant essentiellement une agriculture de subsistance fortement vulnérable aux aléas climatiques. Bien que le ratio de pauvreté ait fortement

## 12 DYMANIQUES EX POST ET EX ANTE DE LA PAUVRETE AU NIGER

---

augmenté pour la région de Tahoua, dû à la faiblesse augmentation des dépenses qui serait elle-même provoquée par la faiblesse des transferts versés aux populations de cette région<sup>17</sup>, c'est la situation paradoxale de la région de Tillabéry qui mérite une attention particulière. Avec un ratio de 72,3 pour cent en 2007-2008, cette région est la deuxième en termes de pauvreté. Bien que présentant les mêmes caractéristiques physiques – agriculture essentiellement vivrière –, cette région contrairement à la région de Diffa par exemple, n'a pas su développer des activités économiques diverses malgré son potentiel en ressources d'eau (fleuve Niger). A coté de la culture pluviale de mil, est développée de façon très marginale, une culture basée sur la production de riz. Or, depuis peu, la production rizière est devenue non productive en raison, non seulement de la vétusté et de la faible qualité des installations d'irrigation existantes, mais aussi des contraintes organisationnelles et physiques telles que la salinisation des sols. De plus, les importations de riz en provenance d'Asie concurrencent fortement la faible production locale<sup>18</sup>. Ce qui du coup, a fini par rendre la culture de riz complètement marginale et improductive. En outre, la proximité de la région par rapport à la capitale n'a pas permis d'entraîner des économies d'échelle. Cette situation est probablement la conséquence d'une économie nationale basée essentiellement sur le secteur primaire – principalement une agriculture vivrière –, incapable d'avoir un effet d'entraînement sur les autres secteurs.

Enfin, le tableau 3 met en exergue, sans ambiguïté, un déclin de la pauvreté, statistiquement significatif, dans les régions de Maradi et Zinder. Ces deux régions réunissent 45,5 pour cent de la pauvreté et 42,5 pour cent de la population nigérienne. Certes, quelque soit l'indicateur retenu, la situation des individus s'est nettement améliorée au cours de la période considérée, mais reste tout de même élevé au dessus de la moyenne nationale, notamment pour la région de Maradi où la pauvreté demeure la plus élevée du pays. Comme nous avons essayé de le montrer pour les autres régions, l'accentuation des privations individuelles pourraient s'expliquer par également par les difficiles conditions physiques et

---

<sup>17</sup> En effet, la région de Tahoua est connue pour sa forte immigration de ses populations à la recherche d'un mieux être. Comme il est courant de constater, les périodes de chocs externes entraînent un transfert plus important. Ainsi, les transferts de ressources ont été probablement plus importants en 2005 (année de sécheresse) qu'en 2007/2008. Malheureusement, nous n'avons pas trouvé de statistiques officielles sur les montants de transferts reçus ou versés au cours de la période séparant les deux enquêtes.

<sup>18</sup> Durant les années 70 et 80, dominait une politique articulée autour de l'autoconsommation alimentaire. Les autorités étatiques ont alors créé des structures dont l'Office du Riz du Niger sensé doper la production de riz afin de réduire la dépendance du pays vis-à-vis de l'étranger. Malheureusement, les difficultés organisationnelles et de gestion surtout, n'ont pas permis à l'office d'arriver à offrir sur le marché national un produit compétitif. Finalement, la faillite annoncée de l'office a précipité certains petits producteurs de riz dans la détresse financière, et a ramené d'autres à une production artisanale à petite échelle.



environnementales inhérentes à ces régions. En effet, classées dans la zone sahélienne, les régions de Maradi et Zinder où prédomine aussi une culture essentiellement pluviale (mil, sorgho, niébé et arachide) fournissent environ la moitié des productions céréalières du pays. Mais les pressions démographiques et écologiques – déforestation, déboisement intensif...-, couplées à la disparition de la mise en jachère des terres, appauvrissent les surfaces cultivables et affectent le rendement des cultures. En outre, l'absence de diversification des productions – due peut être à l'absence de potentiel naturel hydraulique – et la forte dépendance à la pluviométrie, régulièrement très instable, constitue une source de vulnérabilité et donc de dégradation des conditions de vie des populations. Par exemple, la sécheresse de 2004, liée à la faiblesse des précipitations et des invasions acridiennes, a fortement dégradé le niveau des populations. D'ailleurs, le tableau 3 montre qu'en 2005, les régions de Maradi et Zinder étaient les plus pauvres au Niger ; respectivement 81,5 et 70,8 pour cent. Cette situation appelle à la mise en œuvre de stratégies de diversification productive en vue de faire face aux chocs exogènes, mais aussi des conditions d'un cadre idoine à un échange économique dynamique sous régional. Car aujourd'hui, la configuration des entités économiques au sein de ces deux régions est essentiellement basée sur des activités de négoce. Ces régions ne connaissent aucune forme de mutations structurelles de leur économie et continuent à développer une production agropastorale peu valorisée. Les industries de transformations y sont très peu développées ; au contraire, les anciennes unités de transformation ont même fermé face à la concurrence des industries productives du Nigeria.

#### *D. Dynamique de pauvreté selon les caractéristiques socioéconomiques du ménage*

La dynamique de la pauvreté monétaire est mise en évidence en fonction du statut du travail des ménages.

En premier lieu, la pauvreté a sensiblement baissé au sein des ménages qui ont à leur tête un agriculteur et un salarié non protégé<sup>19</sup>.

---

<sup>19</sup> La réduction de la pauvreté dans le salariat non protégé n'est pas une surprise (quoique non significative pour l'incidence). En effet, nos résultats descriptifs ont montré la forte présence de salariés non protégés en milieu rural (ouvriers agricoles notamment). Or, la pauvreté ayant baissé dans les campagnes, cela a semblé améliorer le niveau de vie de l'ensemble des individus qui y vivent.

## 14 DYMANIQUES EX POST ET EX ANTE DE LA PAUVRETE AU NIGER

**Tableau 4: Mesure de la pauvreté selon les catégories socio-économiques, et statistique  $\eta$  testant l'hypothèse nulle des différences de pauvreté selon les groupes considérés, Niger 2005 et 2007-2008**

Année/ ratio	2005				2007-2008				$\eta^2$		
	FGT(0) (Erreur Type) <sup>1</sup>	FGT(1) (Erreur Type) <sup>1</sup>	FGT(2) (Erreur Type) <sup>1</sup>	N <sup>3</sup>	FGT(0) (Erreur Type) <sup>1</sup>	FGT(1) (Erreur Type) <sup>1</sup>	FGT(2) (Erreur Type) <sup>1</sup>	N <sup>3</sup>	FGT(0) (Erreur Type) <sup>1</sup>	FGT(1) (Erreur Type) <sup>1</sup>	FGT(2) (Erreur Type) <sup>1</sup>
statut											
Salarié protégé	0,1046 (0,0221)	0,0283 (0,0074)	0,0113 (0,0371)	191	0,0807 (0,0253)	0,0174 (0,0058)	0,0053 (0,0023)	145	-0,71	-1,16	-1,37
Sal. non protégé	0,4471 (0,0248)	0,2354 (0,0143)	0,1375 (0,0097)	401	0,3596 (0,0303)	0,1147 (0,0120)	0,0490 (0,0065)	243	-0,80	-8,43*	-9,84*
Indép.non agric.	0,4379 (0,0064)	0,2068 (0,0041)	0,1142 (0,0031)	1446	0,5470 (0,0078)	0,1434 (0,0038)	0,0589 (0,0024)	546	4,42*	-4,24*	-7,65*
Agriculteur	0,6038 (0,0048)	0,3208 (0,0047)	0,1865 (0,0033)	3747	0,5319 (0,0094)	0,1641 (0,0038)	0,0676 (0,0021)	2720	-5,83*	-25,8*	-30,2*
Autre actif	0,4612 (0,0576)	0,2004 (0,0292)	0,1043 (0,0195)	75	0,3437 (0,0882)	0,1061 (0,0351)	0,0469 (0,0192)	28	-1,12	-2,07*	-2,10*
inactif	0,4707 (0,0143)	0,2236 (0,0061)	0,1285 (0,0037)	79	0,4347 (0,0174)	0,1578 (0,0065)	0,0729 (0,0037)	142	-0,52	-2,23*	-2,62*
chômeur	0,5056 (0,0182)	0,2614 (0,0105)	0,1520 (0,0073)	752	0,4695 (0,0370)	0,1578 (0,0162)	0,0729 (0,0097)	176	-0,88	-5,32*	-6,49*
Ensemble	0,5301 (0,0061)	0,2735 (0,0035)	0,1575 (0,0024)	6690	0,4996 (0,0078)	0,1539 (0,0031)	0,0637 (0,0024)	4000	-3,08*	-25,5*	-27,2*

(1) Les erreurs types sont indiquées entre parenthèses ; (2) Le calcul des statistiques  $\eta$  suit Kakwani (1990). Une (\*) signifie que les différences de pauvreté sont statistiquement significatives au seuil de 5 % ; (3) nombre de ménage de l'échantillon. Il existe en moyenne 6,4 personnes par ménage en 2005 contre 7,4 personnes en 2007-2008.

Source : A partir des bases de données du QUIBB et de l'ENBC 2005 et 2007-2008

En effet, dans les deux cas, la statistique  $\eta$ , significative à 5 pour cent, permet de rejeter l'égalité des mesures de la pauvreté des ménages pour les deux périodes. Ce résultat est tout fait cohérent avec les observations précédentes : amélioration du niveau de vie des populations rurales, forte augmentation des dépenses réelles des agriculteurs et des salariés non protégés (respectivement + 34,5 et 15,3 pour cent). Toutefois, malgré le déclin de la pauvreté chez les agriculteurs (60,4 à 53,2 pour cent), ce groupe demeure celui dont le niveau de vie est le plus bas, et ce quelque soit l'indicateur retenu. Cela montre l'importance de concentrer les actions de lutte contre la pauvreté en direction du monde rural.

Deuxièmement, la pauvreté semble augmenter parmi les ménages dont le chef exerce une activité informelle. En effet, l'incidence de la pauvreté a crû de 43,8 à 54,7 pour cent. Et la statistique  $\eta$  – 4,42 – significative à 5 pour cent confirme cette hausse au cours de la période considérée. D'autre part, les chefs de ménages qui ne participent pas au marché du travail (inactifs et dans une certaine mesure chômeurs) n'ont pas vu leur situation se détériorer.

Troisièmement, le niveau de qualification et de protection de l'emploi demeure un déterminant majeur de l'amélioration du niveau de vie. En effet, les ménages dont le chef est salarié protégé sont peu affectés par la pauvreté (10,5 à 8,1 pour cent en termes d'incidence), même si la statistique  $\eta$  n'est pas significative à 5 pour cent (-0,71). Par ailleurs, si l'emploi formel peut constituer une certaine sécurité contre la paupérisation, il faut néanmoins souligner que l'écart des dépenses réelles pour cette catégorie socioéconomique avec la ligne de pauvreté n'est pas fort. Ce qui n'exclut pas le risque de vulnérabilité de ce groupe. Par exemple, 10,5 pour cent d'entre eux ont tout de même un revenu inférieur à la ligne de pauvreté, témoignant de la vulnérabilité d'une partie de ce groupe<sup>20</sup>.

Quatrièmement, l'amélioration des conditions d'existence des populations rurales peut également s'observer à travers la relation entre la pauvreté et le chômage. En effet, le taux de chômage déclaré, calculé par rapport à la période de référence des sept derniers jours, est seulement de 3,6 en zone rurale contre 9,6 en zone urbaine en 2007-2008, sachant que celui de Niamey la capitale atteint 15,0 pour cent par exemple<sup>21</sup>. Ce résultat quoique que préliminaire, tend à conforter les observations précédentes quant à la tendance à une certaine « *urbanisation de la pauvreté* », notamment à Niamey qui serait probablement due à la faible mobilisation de capital humain et aux difficultés d'insertion de certaines couches sociales, notamment les jeunes diplômés, sur le marché du travail.

### 3. Dynamique de pauvreté *ex ante*: pauvreté chronique et pauvreté transitoire

L'analyse de la dynamique de pauvreté ne saurait se limiter à une simple analyse basée sur les comparaisons de profils de pauvreté. La dissociation *ex post* de la pauvreté suppose que les pauvres constituent un groupe homogène présentant des caractéristiques communes et permanentes (Clément, 2005 : 104). Or, les trajectoires de bien-être des ménages sont souvent distinctes et la prise en compte de la dimension temporelle dans l'analyse est indispensable afin de mettre en évidence cette hétérogénéité (*dissociation ex ante de la pauvreté*). Dès lors, il importe d'introduire les notions de *chronicité* et *transition* de la pauvreté. Par ailleurs, la

---

<sup>20</sup> En outre, en 2005, la moyenne des dépenses des salariés protégés est seulement deux fois plus élevée que la ligne de pauvreté. La première était estimée à 299000 FCFA contre 144750 FCFA pour la seconde. Ceci traduit probablement la faiblesse des revenus salariaux dans l'emploi formel, notamment dans le secteur public. A titre de comparaison, rien qu'en 1998, au Burkina Faso, le revenu moyen des salariés protégés était environ 8 fois supérieur à la ligne de pauvreté.

<sup>21</sup> Un niveau de chômage assez proche de celui de 2002 qui était de 13.1 pour cent (Brilleau et alii, 2004).

dichotomie pauvreté chronique et pauvreté transitoire met au cœur du débat la notion de vulnérabilité qui prend en compte le risque de variation du niveau de vie au cours d'un intervalle de temps, lié notamment à des chocs exogènes ou endogènes (sécheresse, inondation, chute des prix de production...). L'analyse qui suit sera alors menée en termes de pauvreté chronique, transitoire et de vulnérabilité. Quelques outils conceptuels et méthodologiques permettent rapidement de fixer les idées.

### 3.1. Concepts, méthodes et analyse

#### A. Pauvreté chronique, pauvreté transitoire et vulnérabilité : concepts et méthodes

L'analyse de la dynamique de pauvreté implique explicitement la prise en compte la dimension de vulnérabilité des ménages ou des individus. Pour ce faire, les données de panel s'avèrent les plus adaptées. Or, la rareté de ce type de données notamment en Afrique subsaharienne, a souvent été un handicap pour les investigations de la pauvreté et de la vulnérabilité<sup>22</sup>. Désormais, il existe dans la littérature, des méthodologies récentes permettant d'évaluer les formes de pauvreté à partir de données transversales (Suryahadi, Sumarto, 2001 ; Chaudhuri, Jalan, Suryahadi, 2002 ; Lachaud, 2003). Compte tenu de la nature transversale des données du QUIBB et de l'ENBC, l'analyse se focalisera donc sur ses approches proposées, particulièrement plus adaptées à notre cadre d'étude. A la suite de Suryahadi, Sumarto (2001) ; Chaudhuri, Jalan, Suryahadi (2002) ; Chaudhuri (2003) ; puis de Lachaud (2002), il est possible d'estimer le niveau de vulnérabilité d'un ménage  $i$  au temps  $t$  ( $V_{it}$ ), en termes de ses dépenses futures en fonction de ses caractéristiques socioéconomiques présentes – observables et non observables, comme la probabilité que sa consommation soit en dessous du seuil de pauvreté au temps  $t+1$ . Soit alors<sup>23</sup> :

$$V_{it} = Pr(c_{i,t+1} = c(X_i, \alpha_{t+1}, \lambda_i, e_{i,t+1}) \leq z \mid X_i, \alpha_{t+1}, \lambda_i, e_{i,t+1}) \quad [3]$$

---

<sup>22</sup> La grande majorité des données issues d'enquêtes de ménages, en Afrique subsaharienne, sont de types transversaux.

<sup>23</sup> Dans l'équation [3], le raisonnement est fondé à partir des dépenses de consommation des ménages dès lors qu'il s'agit de l'indicateur de bien-être utilisé dans les analyses de la pauvreté au Niger. Par ailleurs, l'équation [3] est obtenue à partir de deux composantes : (i) l'expression de la vulnérabilité d'un ménage  $i$  au temps  $t$ , en d'autres termes, la probabilité qu'il soit pauvre au temps  $t+1$  ; (ii) l'expression générale des déterminants des dépenses de consommation par tête à la période  $t$  :  $c_{it} = c(X_i, \alpha_i, \lambda_i, e_{it})$ .

Où : (i)  $c_{i,t+1}$  est le niveau des dépenses de consommation par tête du ménage  $i$  à la période  $t+1$ , (ii)  $X_i$  correspond à un ensemble de caractéristiques socioéconomiques observables du ménage  $i$ , (iii)  $\alpha_{t+1}$ , un vecteur de paramètres prenant en compte l'état de l'économie à la période  $t$  ; (iv)  $\lambda_i$  des caractéristiques non observables au niveau du ménage  $i$ , inchangeables dans le temps ; (v)  $e_{i,t+1}$ , des chocs particuliers inhérents à certains facteurs prenant en compte le différentiel de bien-être selon les groupes ; (vi)  $z$ , la ligne de pauvreté monétaire.

Toutefois, la vulnérabilité n'est pas observable directement (Lachaud, 2003) et la probabilité qu'un ménage tombe dans la pauvreté est fonction à la fois de la moyenne des dépenses escomptées et de la variation de ces dernières c'est-à-dire de la variance intertemporelle (du logarithme de la dépense de consommation). Mais, Chaudhuri (2003) montre qu'il est possible à partir de données transversales et sous certaines hypothèses<sup>24</sup> de s'affranchir aisément de ses contraintes. Pour ce faire, il propose une stratification des ménages par rapport à la vulnérabilité à partir de l'expression des dépenses de consommation par tête d'un ménage  $i$  :

$$\ln c_i = X_i \alpha + \varepsilon_i \quad [4]$$

Où : (i)  $\ln c_i$  est le logarithme des dépenses de consommation par tête ; (ii)  $X_i$  est un ensemble des caractéristiques observables du ménage  $i$  ; (iii)  $\alpha$ , un vecteur de paramètres ; (iv)  $\varepsilon_i$ , un terme résiduel de moyenne nulle, capturant les chocs particuliers qui contribuent à différencier le bien-être des ménages. A cet égard, l'équation [4] fait l'hypothèse implicite que les chocs relatifs aux dépenses de consommation sont, pour chaque ménage, repartis dans le temps de façon identique et indépendante, sans que cela implique qu'ils soient repartis de la même façon parmi les ménages. En d'autres termes, l'équation [4] suppose d'une part, l'absence de caractéristiques non observables qui pourraient influencer les dépenses de consommation des ménages dans le temps, et d'autre part, la stabilité de l'état de l'économie dans le temps, saisi par le vecteur  $\alpha$ , c'est-à-dire une dépendance de l'incertitude quant aux dépenses futures émanant uniquement de l'incertitude liée aux chocs  $\varepsilon_i$ . Par ailleurs, contrairement aux modélisations habituelles de la pauvreté, admettant que le terme aléatoire provient soit, d'erreurs de mesure, soit de facteurs non observables – variance de  $\varepsilon_i$  identique pour tous les ménages –, Chaudhuri considère que la variance de  $\varepsilon_i$  peut être expliquée par les

<sup>24</sup> Liées essentiellement à l'ensemble des caractéristiques du ménage et à la présence d'un terme aléatoire inhérent à la nature transversale des données d'enquête. Voir Chaudhuri, Jalan, Suryahadi (2002) ; Chaudhuri (2003).

## 18 DYMANIQUES EX POST ET EX ANTE DE LA PAUVRETE AU NIGER

caractéristiques observables des ménages<sup>25</sup>. A cet égard et d'après une procédure empruntée à Amemiya (1977), il propose une forme fonctionnelle simple exprimée par  $\eta_{e,i}^2 = X_i\omega$ . Cela revient concrètement à estimer les paramètres  $\alpha$  et  $\omega$  selon les *moindres carrés généralisées* (Feasible Generalized Least Squares – FGLS). Pour ce faire, trois étapes seront nécessaires. Tout d'abord, l'équation [4] est estimée par les *moindres carrés ordinaires* (Ordinary Least Square – OLS). Les résidus  $\varepsilon_i$  ainsi issus de l'estimation de l'équation [4] sont par la suite régressés par rapport aux caractéristiques  $X_i$  et selon la même procédure (OLS) comme suit :

$$e_{OLS,i}^2 = X_i\omega + \sigma_i \quad [5]$$

Ensuite, les valeurs prédites de  $X_i\omega$  sont utilisées pour transformer l'équation [5] selon [6] par les moindres carrés ordinaires afin d'obtenir les estimations asymptotiquement significatives,  $\hat{\omega}_{FGLS}$ . A cet égard,  $X_i\hat{\omega}_{FGLS}$  est une estimation robuste de  $\eta_{e,i}^2$ , c'est-à-dire de la variance de la composante transitoire de la consommation des ménages.

$$\frac{e_{OLS,i}^2}{X_i\hat{\omega}_{OLS}} = \left[ \frac{X_i}{X_i\hat{\omega}_{OLS}} \right] \omega + \frac{\sigma_i}{X_i\hat{\omega}_{OLS}} \quad [6]$$

Enfin, il est possible de transformer l'équation [4] avec les erreurs types de  $\hat{\omega}_{FGLS}$  afin d'obtenir la valeur  $\hat{\eta}_{e,i} = \sqrt{X_i\hat{\omega}_{FGLS}}$ . L'équation [7] qui va ensuite en résulter permettra d'estimer des coefficients de régression  $\alpha$ , robustes et asymptotiquement significatifs.

$$\frac{\text{Ln } c_i}{\hat{\eta}_{e,i}} = \left[ \frac{X_i}{\hat{\eta}_{e,i}} \right] \alpha + \frac{\varepsilon_i}{\hat{\eta}_{e,i}} \quad [7]$$

Par la suite, les coefficients de  $\alpha_{FGLS}$  et de  $\omega_{FGLS}$  conduisent à générer successivement pour chaque ménage, le logarithme des dépenses de consommation par têtes escomptées [8] et la variance des dépenses de consommation par tête prédites [9] :

$$\hat{E}[\text{Ln } c_i / X_i = X_i\alpha] \quad [8]$$

$$\hat{Y}[\text{Ln } c_i / X_i] = \eta_{e,i}^2 = X_i\omega \quad [9]$$

<sup>25</sup> Sachant que la variance des résidus s'interprète en termes économiques comme la variance intertemporelle du log des dépenses de consommation par tête.

Enfin, compte tenu de la distribution logarithmique des dépenses de consommation, la vulnérabilité à la pauvreté d'un ménage  $V_i$ , c'est-à-dire la probabilité qu'il soit pauvre compte tenu de ses caractéristiques  $X_i$  est obtenue par l'équation [10] :

$$V_i = Pr(\ln c_i < \ln Z \mid X_i) = \Phi \left[ \frac{\ln z - X_i \alpha}{\sqrt{X_i \omega}} \right] \quad [10]$$

Où  $\Phi$  est la fonction de densité associée à une distribution normale<sup>26</sup>, et  $z$  le seuil de vulnérabilité.

### B. *La méthode d'analyse*

La stratification des individus et ménages au Niger appelle préalablement une spécification des options analytiques. D'une part, la variable expliquée se réfère aux dépenses réelles par tête évaluées aux prix d'avril 2005 et avril 2007, la référence étant la capitale<sup>27</sup>. D'autre part, les variables indépendantes prennent en compte plusieurs caractéristiques des ménages pour chaque milieu : (i) niveau d'instruction du chef de ménage ; (ii) caractéristiques démographiques de celui qui est à la tête du ménage (âge, sexe, statut matrimonial et composition démographique du ménage) ; (iii) dotation en capital physique (terres) ; (iv) dotation en capital social (existence de transferts externes) ; (v) la localisation géographique ; (vi) statut du chef de ménage par rapport au marché du travail. Par ailleurs, afin de tester la stabilité structurelle de la régression issue de l'équation [4], nous avons mis en évidence un test de Chow. A cet égard, les valeurs de la statistique F du test de Chow, sont respectivement de 4,94 et 2,71, le seuil de significativité étant de 0,000 dans le premier cas et 0,0079 dans le second. En d'autres termes, pour les milieux ruraux et urbains, les coefficients de l'équation des déterminants des dépenses per capita<sup>28</sup>, sont statistiquement différents pour chacune des deux enquêtes de ménages.

<sup>26</sup> D'après Lachaud (2002) cette approche présente l'inconvénient de limiter l'impact des caractéristiques des ménages sur la vulnérabilité à leurs seuls effets sur la consommation escomptée des ménages.

<sup>27</sup> La méthodologie inhérente à l'évaluation de l'indicateur du bien-être, ainsi que quelques contraintes s'y afférant, sont contenues dans la section 2.

<sup>28</sup> De plus, les coefficients t de l'équation [4] sont corrigés de l'hétéroscédacité pour chaque milieu et pour chaque année.

## 20 DYMANIQUES EX POST ET EX ANTE DE LA PAUVRETE AU NIGER

---

Les options économétriques ci-dessus exposées, vont permettre d'élaborer une nouvelle stratification des individus nigériens en termes de pauvreté et de vulnérabilité en quatre groupes : (1) les *individus pauvres chroniques* : individus dont le niveau de consommation par tête actuel et estimé est inférieur au seuil de pauvreté ; (2) les *individus pauvres temporaires*<sup>29</sup> : ceux dont le niveau de consommation par tête actuelle est inférieure au seuil de pauvreté, la consommation par tête estimée est supérieure ou égale au seuil de pauvreté et la vulnérabilité (probabilité de pauvreté) est inférieure à 0,5 ; (3) les *individus non pauvres mais vulnérables et précaires* : ceux dont le niveau de consommation actuel est supérieur au seuil de pauvreté, le niveau de consommation estimé est inférieur au seuil de pauvreté, et la vulnérabilité à la pauvreté est supérieure ou égale à 0,5 ; et enfin (4) les *individus non pauvres et non vulnérables* : ceux dont le niveau de consommation par tête actuel et estimé est supérieur au seuil de pauvreté et la vulnérabilité à la pauvreté est inférieure à 0,5. Ainsi, les groupes (1) – pauvres chroniques – et (3) – non pauvres mais vulnérables – sont *fortement vulnérables*<sup>30</sup>, alors que le groupe (2) – pauvres temporaires – est *faiblement vulnérable*.

### 3.2. Ampleur de la pauvreté chronique et temporaire

La stratification des groupes de population précédemment opérée va permettre à présent d'apprécier l'évolution des formes de pauvreté entre 2005 et 2007-2008 en fonction respectivement de la zone de résidence, de la localisation géographique et du statut sur le marché de travail de celui qui est à la tête du groupe.

#### A. Evolution des formes de pauvreté selon le milieu et la localisation géographique

Les tableaux 5, 6 et 7 affichent l'évolution de l'incidence des formes de pauvreté et de la vulnérabilité des individus nigériens selon le milieu et la localisation géographique.

En premier lieu, le déclin de la pauvreté nationale précédemment mis en exergue, s'est accompagné d'une baisse remarquable de la pauvreté chronique. En effet, on peut observer

---

<sup>29</sup> Il s'agit en réalité d'individus faiblement vulnérables (probabilité de moins de 50 pour cent d'être pauvre à court terme). La décomposition de la pauvreté temporaire n'a par ailleurs trouvé aucun individu fortement vulnérable, c'est-à-dire, celui dont la vulnérabilité à la pauvreté est supérieure à 0,5.

<sup>30</sup> Par ailleurs, les groupes (1) et (3) sont fortement vulnérables en raison de la faiblesse des dépenses par tête alors que la faible vulnérabilité du groupe (2) provient d'une fluctuation des dépenses par tête.



qu'au sein des pauvres, la proportion des individus chroniquement pauvres est passée de 84,5 à 58,6 pour cent entre 2005 et 2007-2008. Cette baisse est par ailleurs robuste car le tableau 5 montre que l'hypothèse nulle que les différences de pauvreté chronique des deux échantillons sont statistiquement non significatives doit être rejetée au seuil de 5 pour cent –  $\eta = -48,6$ . De même, ce déclin s'accompagne d'une baisse, quoique moins forte, de la probabilité moyenne de vulnérabilité des pauvres chroniques – 0,727 à 0,702 entre 2005 et 2007-2008 – tableau 5. A l'inverse, la pauvreté transitoire a augmenté de façon statistiquement significative –  $\eta = 31,6$  – entre les deux périodes, passant de 15,5 à 41,4 pour cent<sup>31</sup>. Ces évolutions globales appellent une spécification. En réalité, la baisse de la pauvreté chronique est essentiellement provoquée par l'amélioration du niveau de vie dans les campagnes<sup>32</sup> contrairement aux villes où on peut même remarquer que la pauvreté chronique s'est significativement accentuée en passant de 31,9 à 36,2 pour cent. Une observation qui vient par ailleurs, renforcer l'hypothèse d'une certaine urbanisation de la pauvreté précédemment émise<sup>33</sup>.

En deuxième lieu, la stratification des individus selon la localisation géographique contribue à mieux spécifier la dynamique de la pauvreté au cours des années 2000. En réalité, la baisse de la pauvreté rurale précédemment évoquée, se traduit par une variation des formes de pauvreté. Car en effet, si la pauvreté chronique a, non seulement, chuté de façon spectaculaire dans toutes les régions rurales, on constate que cette baisse est particulièrement plus marquée dans les localités traditionnellement pauvres. Par exemple, au cours de la période 2005 – 2007/2008, l'incidence de la pauvreté de long terme est passée, respectivement, de 97,0 à 76,9 pour cent, de 99,0 à 54,8 pour cent, de 96,3 à 67,5 pour cent, et de 90,9 à 76,5 pour cent, dans les régions de Dosso, Maradi, Zinder et Tillabéry – la statistique  $\eta$  étant significative à 5 pour cent dans tous les cas.

<sup>31</sup> La pauvreté transitoire a par contre significativement baissé –  $\eta = -3,83$  – dans les centres urbains, en passant de 68,1 à 63,8 pour cent entre 2005 et 2007-2008.

<sup>32</sup> On constate qu'en effet, la part des individus permanemment pauvres est fortement passée de 91,6 à 61,1 pour cent en milieu rural entre 2005 et 2007-2008. La statistique  $\eta = -46,5$  confirme par ailleurs ce déclin. Mais, la baisse de la pauvreté chronique sera compensée par une élévation de la pauvreté transitoire – 8,4 à 38,9 pour cent.

<sup>33</sup> En réalité, l'analyse de la dynamique de pauvreté en milieu urbain est un peu disparate. Alors que de façon globale, la hausse de la pauvreté est seulement constatée dans la capitale Niamey, la nouvelle stratification montre que la pauvreté chronique a essentiellement augmenté dans les autres centres urbains, et ce, de façon statistiquement significative – 2,04. A cet égard, le ratio de vulnérabilité – rapport du taux de vulnérabilité des individus pauvres et non pauvres – très vulnérables, c'est-à-dire ceux dont la probabilité de pauvreté est supérieure à 0,5 – et de l'incidence de la pauvreté est légèrement passé de 0,43 à 0,56 – tableaux 5 et 6. En d'autres termes, la dispersion de la vulnérabilité à la pauvreté des individus situés dans les autres centres urbains s'est accrue.

## 22 DYMANIQUES EX POST ET EX ANTE DE LA PAUVRETE AU NIGER

**Tableau 5: Evolution de l'incidence des formes de pauvreté selon le milieu, et statistique  $\eta$  testant l'hypothèse nulle des différences de pauvreté selon les groupes considérés – Niger 2005-2007/2008**

Paramètres	2005			N <sup>1</sup>	2007-2008			N <sup>1</sup>	2007-2008/2005			
	rural	Urbain	total		rural	urbain	total		rural	urbain	total	
Groupes	FGT0 (erreur type)				FGT0 (erreur type)				$\eta^2$			
<b>Individus</b>												
Pauvres chroniques	0,9161 (0,0019)	0,3191 (0,0107)	0,8449 (0,0022)	2910	0,6106 (0,0063)	0,3617 (0,0111)	0,5860 (0,0048)	1066	-46,6*	2,76*	-48,6*	
$\eta$ /urbain-rural	-	-	54,78*		-	-	19,54*					
Pauvres temporaires	0,0839 (0,0055)	0,6809 (0,0073)	0,1551 (0,0050)	636	0,3894 (0,0079)	0,6383 (0,0083)	0,4140 (0,0058)	932	31,63*	-3,83*	34,76*	
$\eta$ /urbain-rural	-	-	-65,29*		-	-	-21,55*					
Cont.totale	1,000	1,000	1,000	-	1,000	1,000	1,000	-				
Ensemble pauvre	0,6568 (0,0025)	0,4414 (0,0059)	0,6207 (0,0024)	3546	0,6390 (0,0030)	0,3667 (0,0070)	0,5953 (0,0028)	1998				
<i>Distribution non pauvre<sup>3</sup></i>												
Non Pauvres vulnérables	0,6936 (0,8515)	0,2002 (0,1485)	0,5077 (1,000)		0,4985 (0,8896)	0,1845 (0,1104)	0,4197 (1,000)					
Non Pauvres	0,3064 (0,3879)	0,7998 (0,6121)	0,4923 (1,000)	3144	0,5015 (0,6471)	0,8154 (0,3529)	0,5803 (1,000)	2002				
<i>Distribution totale</i>				6690					4000			

(1)Nombre de ménages de l'échantillon ; (2) statistique de Kakwani (1990). Un (\*) signifie que les écarts de pauvreté sont significatifs à 5 pour cent ;(3) le chiffre qui est entre parenthèse concerne le pourcentage ligne.

Source : A partir des bases de données du QUIBB et de l'ENBC 2005 et 2007-2008

Ces quatre régions à elles seules regroupent par ailleurs, environ 70 pour cent de la population nigérienne. Dans le même temps, la diminution de la pauvreté chronique est compensée par l'élévation significative de la pauvreté transitoire. Par ailleurs, la prise en compte des strates des individus non pauvres montre que la baisse de la pauvreté globale et de la pauvreté chronique s'accompagnent d'une diminution de la vulnérabilité relative. Ainsi, le ratio vulnérabilité/pauvreté s'est également contracté dans toutes les régions. Ce qui implique que la dispersion de la vulnérabilité à la pauvreté s'est atténuée au cours de la période considérée<sup>34</sup>. En définitive, la stratification des individus en relation avec la notion de vulnérabilité fournit une explication à la variation de la pauvreté globale. Celle-ci étant en réalité due essentiellement par des modifications des formes de pauvreté<sup>35</sup>.

<sup>34</sup> Il est utile de préciser qu'un ratio de vulnérabilité à la pauvreté élevé signifie qu'il ya une forte dispersion des individus dans la population, tandis qu'un faible ratio signifie que la vulnérabilité est très concentrée parmi une faible proportion de la population. Dans la plupart des cas ici, on peut observer que le déclin du ratio vulnérabilité/pauvreté est de plus de 50 pour cent.

<sup>35</sup> Bien qu'il s'agit en réalité, d'un glissement de la pauvreté chronique vers la pauvreté transitoire.

**Tableau 6 : Evolution de l'incidence de la pauvreté des individus selon la localisation géographique – Niger 2005**

Paramètre	2005				
Régions	FGT (erreur type)			N	Ratio de vulnérabilité/pauvreté
	Pauvreté chronique	Pauvreté temporaire	Ensemble		
Agadez	0,1853 (0,0397)	0,8147 (0,0202)	0,5165 (0,0203)	117	0,40
Diffa	0,4011 (0,0373)	0,5989 (0,0283)	0,1721 (0,0108)	216	2,22
Dosso	0,9703 (0,0033)	0,0297 (0,0339)	0,6904 (0,0064)	580	1,37
Maradi	0,9900 (0,0011)	0,0100 (0,0995)	0,8149 (0,0044)	1181	1,22
Tahoua	0,7246 (0,0080)	0,2754 (0,0112)	0,4570 (0,0024)	1256	1,49
Tillabéry	0,9091 (0,0043)	0,0909 (0,0115)	0,6954 (0,0143)	1008	1,26
Zinder	0,9632 (0,0025)	0,0368 (0,0088)	0,7083 (0,0192)	1196	1,32
Autres villes	0,2869 (0,0189)	0,7131 (0,0114)	0,5552 (0,0076)	693	0,43
Niamey	0,4185 (0,0334)	0,5815 (0,0244)	0,2706 (0,0023)	443	1,03
<b>Ensemble</b>	<b>0,8449</b> (0,0023)	<b>0,1551</b> (0,0055)	<b>0,6207</b> (0,0024)	<b>6690</b>	<b>1,22</b>

**Tableau 7: Evolution de l'incidence des formes de pauvreté selon la localisation géographique, et statistique  $\eta$  testant l'hypothèse nulle des différences de pauvreté selon les individus – Niger 2007/2008**

Paramètre	2007 - 2008							
Régions	FGT0 (erreur type)			N <sup>2</sup>	Ratio de Vulnér/Pauvreté <sup>3</sup>	$\eta^1$ 2007-2008/2005		
	Pauvreté Chronique	Pauvreté Temporaire	Ensemble			Pauvreté Chronique	Pauvreté Temporaire	Ensemble
Agadez	0,4965 (0,1066)	0,5035 (0,0913)	0,1610 (0,1830)	55	2,16	2,73*	- 3,33*	- 13,00*
Diffa	0,2270 (0,0893)	0,7730 (0,0465)	0,1585 (0,0120)	115	1,28	-1,80	3,20*	-0,80
Dosso	0,7695 (0,0116)	0,2305 (0,0193)	0,6880 (0,0078)	395	1,07	-16,65*	-11,78*	-0,24
Maradi	0,5483 (0,0117)	0,4517 (0,0117)	0,7540 (0,0057)	730	0,68	-37,43*	4,41*	-8,49*
Tahoua	0,3886 (0,0164)	0,6114 (0,0115)	0,5831 (0,0028)	738	0,66	-18,41*	20,97*	13,95*
Tillabéry	0,7652 (0,0105)	0,2348 (0,0180)	0,7235 (0,0174)	464	1,06	-12,68*	6,74*	3,09*
Zinder	0,6749 (0,0112)	0,3851 (0,0141)	0,5534 (0,0243)	873	1,12	-25,06*	17,32*	-18,04*
Autres villes	0,3544 (0,0271)	0,6456 (0,0182)	0,4768 (0,0103)	334	0,56	2,04*	-3,14*	-6,14*
Niamey	0,3608 (0,0368)	0,6392 (0,0269)	0,2776 (0,0100)	298	0,76	-1,16	1,59	0,54
<b>Ensemble</b>	<b>0,5860</b> (0,0055)	<b>0,4140</b> (0,0059)	<b>0,5953</b> (0,0028)	<b>4000</b>	<b>0,87</b>	<b>-42,99*</b>	<b>32,08*</b>	<b>-6,71*</b>

(1) Statistique  $\eta$  de Kakwani (1990) ; (2) Nombre de ménages de l'échantillon ; (3) Rapport du taux de vulnérabilité des individus pauvres et non pauvres – très vulnérables, c'est-à-dire ceux dont la pauvreté est  $\geq 0,5$  –, et de l'incidence de la pauvreté. Un (\*) signifie que les écarts de pauvreté sont significatifs à moins 5 pour cent.

Source : A partir des bases de données du QUIBB et de l'ENBC 2005 et 2007-2008

## **24 DYMANIQUES EX POST ET EX ANTE DE LA PAUVRETE AU NIGER**

---

En effet, la baisse de la pauvreté chronique est expliquée par l'amélioration du niveau général de vie des populations nigériennes bien que compensée, mais moins proportionnellement, par un rehaussement de la pauvreté transitoire. A cet égard, il est possible d'impulser à la politique économique deux orientations prioritaires. D'une part, renforcer les capacités des individus dans l'accès aux actifs afin qu'ils échappent plus encore à la pauvreté de long terme ; d'autre part, mettre en place des filets de sécurité afin de préserver les individus pauvres transitoires d'un retournement éventuel de situation. En d'autres termes, étant donné la proportion des individus devenus transitoirement pauvres entre 2005 et 2007-2008, des actions efficacement ciblées à l'endroit de ceux-ci, permettra de pousser beaucoup d'entre eux vers la porte de sortie définitive de la pauvreté.

### *B. Profil de la vulnérabilité à la pauvreté*

Le concept de vulnérabilité est au cœur de l'analyse des dynamiques de pauvreté. C'est pourquoi, il est particulièrement important d'aller au-delà de la stratification des formes de pauvreté pour prendre en charge de façon concomitante le profil de la vulnérabilité moyenne à la pauvreté. A cet égard, le tableau 8 permet d'apporter des observations supplémentaires.

En premier lieu, au cours de la période 2005 et 2007-2008, la probabilité moyenne de pauvreté des individus a décliné de 12,5 points de pourcentage au niveau national – 0,633 à 0,507. Ce déclin corrobore bien les tendances précédentes sur l'amélioration du niveau de vie général des populations nigériennes au cours de la période considérée. En plus, la chute constatée du ratio de vulnérabilité/pauvreté – 1,22 à 0,87 – vient à nouveau confirmer ce propos. Toutefois, il s'avère important de spécifier les groupes d'individus à l'origine de cette importante baisse de la vulnérabilité à la pauvreté. En réalité, la baisse provient essentiellement des individus pauvres transitoires – 0,396 à 0,318 – et des individus non pauvres – 0,341 à 0,302. Par contre, les individus soumis à une pauvreté chronique ou à une forte vulnérabilité et précarité (quoique non pauvres) ont très peu participé à cette baisse – tableau 8. Par ailleurs, il est possible d'établir une certaine cohérence entre la baisse du niveau général de la vulnérabilité des populations nigériennes avec l'évolution des grandeurs macroéconomiques. En effet, sur la période 2005 – 2007/2008, le produit intérieur brut a bondi d'environ 6,5 pour cent et les dépenses de l'ensemble des individus se sont corrélativement accrues de l'ordre de 21,9 pour cent.

**Tableau 8 : Evolution de la vulnérabilité moyenne à la pauvreté des groupes selon le niveau de vie, la zone de résidence, la localisation géographique et le statut socioéconomique – Niger 2005 – 2007/2008**

Années	2005		2007-2008		Ecart 2005/2007-2008 [V1 – V2/V0]
	Probabilité moyenne V0 (écart –type)	N <sup>1</sup>	Probabilité moyenne V1 (écart –type)	N <sup>1</sup>	
<b>Niveau de vie &amp; vulnérabilité</b>					
Pauvres chroniques	0,727 (0,112)	3715	0,702 (0,118)	1066	-0,034
Pauvres transitoires	0,396 (0,085)	864	0,318 (0,137)	932	-0,196
Non pauvres vulnérables	0,661 (0,105)	995	0,665 (0,124)	747	+0,006
Non pauvres	0,341 (0,101)	1116	0,302 (0,128)	1254	-0,115
<b>Zone de résidence</b>					
Rural	0,681 (0,155)	5569	0,533 (0,229)	3358	-0,217
Urbain	0,398 (0,139)	1121	0,375 (0,172)	642	-0,059
<b>Genre</b>					
Homme	0,638 (0,184)	6130	0,521 (0,219)	3531	-0,116
Femme	0,588 (0,185)	560	0,336 (0,266)	469	-0,428
<b>Localisation géographique</b>					
Agadez	0,424 (0,119)	117	0,402 (0,174)	55	-0,053
Diffa	0,438 (0,124)	216	0,352 (0,177)	115	-0,197
Dosso	0,712 (0,115)	580	0,626 (0,207)	395	-0,085
Maradi	0,839 (0,068)	1181	0,525 (0,231)	730	-0,274
Tahoua	0,565 (0,121)	1256	0,428 (0,173)	738	-0,242
Tillabéry	0,645 (0,126)	1008	0,653 (0,241)	464	+0,013
Zinder	0,691 (0,115)	1196	0,525 (0,218)	873	-0,240
Autres villes	0,398 (0,135)	693	0,396 (0,162)	334	-0,006
Niamey	0,398 (0,145)	443	0,344 (0,179)	298	-0,135
<b>Statut socioéconomique du chef de ménage</b>					
Salarié protégé	0,363 (0,162)	191	0,242 (0,116)	150	-0,332
Salarié non protégé	0,494 (0,190)	401	0,591 (0,194)	251	+0,198
Indépendant non agricole	0,568 (0,191)	1446	0,532 (0,216)	565	-0,063
Agriculteur	0,692 (0,148)	3747	0,532 (0,215)	2815	-0,232
Autre actif	0,721 (0,148)	75	0,215 (0,102)	29	-0,702
Inactif	0,499 (0,185)	79	0,336 (0,299)	147	-0,328
Chômeur	0,593 (0,185)	752	0,273 (0,193)	182	-0,539
Ensemble	0,633 (0,185)	6690	0,507 (0,228)	4000	-0,198

(1) Nombre de ménages de l'échantillon.

Source : A partir des bases de données du QUIBB et de l'ENBC 2005 et 2007-2008

En second lieu, le tableau 8 indique par ailleurs, que cette baisse est largement imputable à l'amenuisement des privations dans le monde rural. En effet, nos résultats montrent que pour cette zone, la vulnérabilité à la pauvreté est passée de 0,680 à 0,533, respectivement en 2005 et 2007-2008, alors qu'elle a presque stagné pour le milieu urbain – 0,398 à 0,374<sup>36</sup>. A cet égard, on note que le risque de pauvreté s'est réduit dans toutes les régions du pays à l'exception de la région de Tillabéry où la vulnérabilité à la pauvreté s'est

<sup>36</sup> Malgré cette formidable évolution de la vulnérabilité en faveur des familles localisées en zone rurale, il faut souligner que la probabilité moyenne à la pauvreté reste environ deux fois moins élevée dans les villes que dans les campagnes.

## 26 DYMANIQUES EX POST ET EX ANTE DE LA PAUVRETE AU NIGER

---

légèrement accentuée – 0,645 à 0,653<sup>37</sup>. D'autre part, ce sont les femmes qui semblent le plus contribuer à la chute de la probabilité moyenne à la pauvreté. On constate que leur niveau de vulnérabilité à la pauvreté a reculé de plus de 20 points de pourcentage – 0,588 à 0,336, devenant ainsi largement inférieur par rapport à celui des hommes en 2007-2008. Cela implique donc, comme on l'avait suggéré précédemment, que les politiques publiques en faveur de la condition féminine pourraient avoir un impact positif beaucoup plus rapidement dans le cadre de la lutte contre la pauvreté<sup>38</sup>.

En troisième lieu, en remontant sur le lien qui existe entre la précarité des emplois et le niveau de bien-être des individus, le tableau 8 permet de mettre en exergue, en partie, l'ampleur et la dynamique de la vulnérabilité en relation avec le statut socioéconomique des individus. Ainsi, les chefs de ménage qui ont à la fois un niveau de capital humain élevé et un emploi protégé présentent une vulnérabilité à la pauvreté beaucoup plus moindre par rapport à ceux dont les emplois ne sont pas protégés. En d'autres termes, l'absence de protection de l'emploi au Niger, accroît la vulnérabilité de certains travailleurs (salariés non protégés) à la pauvreté – 0,493 à 0,591, soit de 19,8 pour cent. Par contre, en milieu rural, la baisse constatée de la vulnérabilité semble s'expliquer davantage par un contexte productif favorable que par l'accumulation de capital humain. En effet, sur la période séparant les deux investigations, le risque de pauvreté chez les agriculteurs a chuté de 23,2 pour cent. Toutefois, et ce de façon surprenante, les chefs de ménages dirigés par un chômeur et, dans une moindre mesure, par un travailleur à propre compte, ont également vu leur niveau de vulnérabilité à la pauvreté se contracter, respectivement de 53,9 et 6,3 pour cent<sup>39</sup> alors que la pauvreté totale pour les travailleurs à propre compte s'est rehaussée entre 2005 et 2007-2008. Néanmoins, ce constat pourrait être relativisé pour les ménages qui ont à leur tête un chômeur dès lors que le ratio de pauvreté globale pour cette catégorie de travailleurs affiche un déclin quoique non significatif –  $\eta = - 0,88$ .

---

<sup>37</sup> L'élévation du risque de pauvreté dans cette région n'est pas en réalité une surprise. Nous avons déjà montré que cette région constitue l'une des deux dans laquelle la pauvreté a progressé entre 2005 – 2007/2008. C'est pourquoi d'ailleurs, nous attirons l'attention des pouvoirs publics à prioriser cette région dans le cadre des efforts de lutte contre la pauvreté.

<sup>38</sup> Toutefois, la prépondérance du genre masculin dans la gestion familiale ne devrait pas faire oublier qu'il est tout aussi important de ne pas négliger les actions en direction des hommes. En gros, il s'agit donc de jouer sur les deux cartes en ayant pour objectif de réduire, dans le futur, les disparités de genre.

<sup>39</sup> Il s'agit bien d'un résultat non attendu car en principe, ces deux catégories de travailleurs sont supposées être localisées en ville, quoique non homogènes. Or, comme on l'avait vu ci-dessous, le niveau de vulnérabilité à la pauvreté n'a pas significativement baissé.

### 3.3. Déterminants des dimensions de la pauvreté et de la vulnérabilité

L'étude des déterminants de la pauvreté et de la vulnérabilité peut revêtir une importance particulière. En effet, l'identification des facteurs associés aux dimensions de la pauvreté permettra de fournir aux autorités des leviers stratégiques de lutte contre les privations. Pour ce faire, nous proposons dans un premier temps, de spécifier les options et les éléments économétriques nécessaires à la mise en œuvre empirique ; puis dans un second temps, de présenter l'ampleur des changements structurels à travers une analyse de sensibilité.

#### A. Eléments de modélisation et spécification des variables

La recherche des déterminants des dimensions de la pauvreté et de la vulnérabilité exige de spécifier tout d'abord un cadre économétrique adapté. A cet égard, nous proposons un modèle logistique multinomial à partir duquel il est possible de mettre en évidence les déterminants des formes de pauvreté après avoir spécifié les variables explicatives.

Soit  $Y_i$ , la variable de sélection identifiant les segments de la distribution du niveau de vie ex ante des individus, prenant les valeurs 0, 1, ..., j, avec  $j=5$ . L'estimation du modèle est donnée par :

$$Prob (Y_i = j) = \frac{e^{\alpha_i X_i}}{1 + \sum_{j=1}^j e^{\alpha_i X_i}} \quad [11]$$

Où  $i$  et  $j$  indiquent les indices, respectivement, des individus et des choix, alors que  $\alpha$  représente le vecteur des paramètres à estimer et  $X_i$  le vecteur des variables explicatives (caractéristiques) du modèle<sup>40</sup>. Par ailleurs, afin de lever l'indétermination inhérente au modèle, on impose la normalisation  $\alpha = 0$ , de sorte que  $\sum_{j=0}^j p_j = 1$ , c'est-à-dire que chaque probabilité de choix sera comprise entre 0 et 1 et que la somme de toutes les probabilités est égale à l'unité. En outre, le modèle logistique multinomial est assorti d'une hypothèse forte : l'hypothèse d'« indépendance des états non pertinents » (*Independance of Irrelevant Alternatives IIA*) qui énonce que « le rapport des probabilités associées au choix entre deux

<sup>40</sup> Par ailleurs, en raison de la difficulté d'interprétation des coefficients du modèle (ceux-ci permettent simplement d'indiquer le log des chances pour un ménage d'appartenir à une strate donnée du niveau de vie), il est courant de calculer les effets marginaux qui donnent l'effet de la modification unitaire d'une variable sur la probabilité qu'un individu choisisse  $k$  plutôt que  $j$ .

*modalités est indépendant des autres modalités* » (Thomas, 2001 :101). En d'autres termes, l'hypothèse IIA signifie que le ratio des probabilités inhérentes aux choix entre deux modalités est indépendant des autres modalités. Toutefois, dans le cadre des études transversales de la pauvreté, cette propriété n'est pas une limite fondamentale dès lors que le nombre des segments du niveau de vie est fixé, et que les modalités sont assez dissociables (Lachaud, 2003). Par ailleurs, le modèle logistique multinomial offre un avantage supplémentaire. En effet, il offre la possibilité d'évaluer les probabilités d'appartenance des ménages ou individus à une strate donnée de bien-être selon la variation des caractéristiques de ceux-ci.

Par ailleurs, L'analyse des déterminants des formes de pauvreté et de vulnérabilité peut être réalisée avec sept catégories de variables. Les quatre groupes de variables correspondent aux déterminants classiques de la pauvreté, notamment : (i) la *localisation géographique*<sup>41</sup> appréhendée par la stratification selon les neuf régions administratives du pays ; (ii) les *caractéristiques du chef de ménage*<sup>42</sup> telles que le sexe (codé 1 si le chef est un homme), l'âge, et l'âge au carré ; (iii) la *situation matrimoniale du chef de ménage* ; (iv) le *statut socioéconomique du chef de ménage*<sup>43</sup> rendant compte de l'opportunité de gains des ménages sur le marché du travail. Les trois autres groupes de variables concernent les *dotations en capitaux*<sup>44</sup> ou les *moyens d'existence* dont l'importance dans les facteurs

---

<sup>41</sup> Soulignons que le rôle des variables de localisation géographique est disparate selon les pays. Herrera (2001) trouve que les ménages résidant dans une zone urbaine au Pérou semblent relativement épargnés par la pauvreté chronique alors qu'en Egypte la localisation spatiale des ménages n'a pas d'impact, ni sur la pauvreté chronique, ni sur la pauvreté transitoire (Haddad, Ahmed, 2002). Quant à McCulloch et Calandrino (2002), ils concluent sur l'existence d'une relation entre le fait de résider dans une région montagneuse et la pauvreté chronique en Chine rurale.

<sup>42</sup> Là également les études sont partagées. Il ya celles qui trouvent que par exemple, l'âge renforce à la fois la probabilité de pauvreté chronique et transitoire en Afrique du Sud (Roberts, 2000) alors que Haddad et Ahmed (2002) trouvent le contraire dans le cas de l'Egypte. De façon globale, les études tendent à minimiser l'impact de l'âge sur les formes de pauvreté (Jalan, Ravallion, 1996 ; Herrera, 2001). Par contre, l'influence du genre est plus significative. En effet, on observe que la probabilité de pauvreté de long terme et de court terme diminue lorsque le ménage est dirigé par un homme.

<sup>43</sup> Le statut des individus sur le marché du travail est également un autre facteur non négligeable à prendre en ligne de compte même si les études restent divergentes à certains égards. De manière générale, un fort degré d'intégration sur le marché du travail tend à prémunir contre un risque de pauvreté de longue et de courte période. Par exemple, les individus travaillant dans le secteur public sont moins exposés au phénomène de pauvreté de long terme et de pauvreté de court terme (Jalan et Ravallion, 1996), alors que le chômage tend à renforcer ce risque (Okrasa, 1999 ; world Bank, 2001a). Par ailleurs, le fait de travailler à son propre compte ou dans le secteur informel atténue la probabilité de pauvreté en Ethiopie urbaine et à Madagascar urbaine (Antananarivo) mais l'accroît en Pologne et au Pérou urbaine (Okrasa, 1999 ; Kedir et McKay, 2003 ; Herrera et Roubaud, 2003).

<sup>44</sup> Quant aux dotations en capitaux, leur rôle est encore plus significatif dans la probabilité de pauvreté permanente et temporaire. Globalement, les études confirment à la fois qu'un bon niveau en capital humain et



explicatifs de la pauvreté surtout chronique a été mise en évidence par les travaux du *Chronic Poverty Research Center* (CPRC). On distingue alors : (i) le *capital humain* instrumentalisé par le niveau d'instruction du chef de ménage (primaire, secondaire, formation technique et professionnelle, et supérieur) ; (ii) les *dotations en capital physique* appréhendées par une variable binaire d'accès à la terre ; (iii) les *dotations en capital social* appréhendées par l'existence de transferts émanant des réseaux sociaux (migrant, famille, voisinage, ONG...).

*B. Evidence empirique : une analyse par milieu de résidence*

Il importe à présent d'analyser les résultats des investigations économétriques inhérentes à l'approche logistique multinomiale pour les deux périodes d'enquête. A cet égard, les estimations des déterminants de la pauvreté et de la vulnérabilité ainsi que les effets marginaux, relatifs au milieu rural, sont donnés aux tableaux 9 et 10, respectivement pour 2005 et 2007-2008. Elles appellent tous, les observations suivantes.

Premièrement, les tableaux 9 et 10 relatifs au secteur rural, mettent en évidence le rôle de l'instruction du chef de ménage quant à la vulnérabilité à la pauvreté. En effet, quelle que soit la période d'investigation statistique considérée, tous les coefficients inhérents aux niveaux d'éducation du chef de ménage sont négatifs et significatifs à 5 pour cent, excepté celui du niveau d'alphabétisation du chef de ménage. Cela signifie que, toutes choses étant égales par ailleurs, le log des chances – la probabilité – pour un ménage d'être exclu du segment des non pauvres diminue avec le niveau d'instruction de son chef. En outre, on constate que l'impact est d'autant plus important que le chef a un niveau élevé d'accumulation en capital humain en ce qui concerne les groupes pauvres chroniques et les groupes non pauvres vulnérables et précaires.

D'autre part, conformément à la littérature, le fait pour un ménage d'être géré par un homme en 2005, diminue la probabilité d'appartenance à un segment vulnérable – pauvre ou non pauvre.

### 30 DYMANIQUES EX POST ET EX ANTE DE LA PAUVRETE AU NIGER

**Tableau 9 : Coefficients de régression de l'estimation logistique multinomiale des déterminants du niveau de vie des ménages en milieu rural – Niger 2005<sup>1</sup>**

Paramètres	Log des chances – $\beta$ – d'appartenir au segment j (1 à 3) comparativement aux non pauvres – normalisés à 0 –, et variation de probabilité (effets marginaux) consécutive aux variations des caractéristiques								
	1 = pauvres chroniques			2 = pauvres transitoires			3= non pauvres vulnérables et précaires		
Variables	$\beta$	t <sup>2</sup>	Ef.mg <sup>3</sup>	$\beta$	t <sup>2</sup>	Ef.mg <sup>3</sup>	$\beta$	t <sup>2</sup>	Ef.mg <sup>3</sup>
<b>Dotation capital humain<sup>4</sup></b>									
primaire	-2,3044	-8,1692*	0,0402	-0,2413	-1,0842	0,0000	-2,5582	-7,9034*	-0,0442
Secondaire	-3,0134	-7,0322*	-0,1383	-1,5272	-4,2312*	0,0000	-2,2210	-5,0021*	0,1334
Formation T/P	-7,8993	-8,7917*	-0,4417	-2,6019	-4,8379*	0,0000	-5,3583	-6,5376*	0,4291
<b>Démographie du chef</b>									
Age	0,4102	10,7676*	0,0167	0,1841	5,1707*	-0,0000	0,3151	8,1163*	-0,0163
(Age) <sup>2</sup> /100	-0,2548	-6,2580*	-0,0154	-0,1737	-4,2596*	0,0000	-0,1669	-4,0498*	0,0148
Sexe	-5,9106	-10,524*	-0,0399	-0,3548	-0,8754	0,0000	-5,7232	-9,5445*	0,0296
<b>Statut matrimonial CM<sup>5</sup></b>									
Monogame	6,4274	4,0823*	0,1757	0,6562	1,7972**	0,0000	5,4393	3,5523*	-0,1653
Polygame	9,1302	5,0821*	0,2176	0,4525	0,9039	0,0000	7,9169	5,0478*	-0,2036
Veuf/divorcé	-0,5741	-0,3625	0,0522	-0,4139	-0,9035	0,0000	-0,8862	-0,5725	-0,0533
<b>Statut du travail CM<sup>6</sup></b>									
Salarié non protégé	-1,8073	-4,8219*	-0,0363	-0,1238	-0,4293	0,0000	-1,6092	-3,8934*	0,0329
Indép.non agricole	1,2382	4,1748*	-0,0382	-0,3837	-1,6398	0,0000	1,4768	4,7498*	0,0408
Agriculteur	2,7190	9,6586*	-0,0077	-0,1091	-0,5086	0,0000	2,7849	9,4323*	0,0120
Autre actif	7,2737	5,6532*	0,08223	-18,392	-0,0029	0,0000	6,8433	5,2989*	-0,0706
Inactif	1,4568	3,7621*	0,0653	-2,5689	-7,4534	0,0000	3,9657	4,7833*	0,0345
chômeur	0,0183	7,8793*	0,0767	-1,0347	-4,8902	0,0000	5,8129	3,7233*	0,0128
<b>Localisation géo<sup>7</sup></b>									
Dosso	8,8352	13,7374*	0,1445	0,6942	1,4607	0,0000	8,0502	11,547*	-0,1308
Maradi	16,1403	11,3533*	0,2916	-90,003	0,0012	0,0000	14,548	10,063*	-0,2656
Tahoua	3,3704	7,0302*	-0,0118	-0,2994	-0,9859	0,0000	3,4583	6,3449*	0,0161
Tillabéry	6,7585	12,7141*	0,1619	0,3369	0,9524	0,0000	5,8542	9,8572*	-0,1519
Zinder	9,6452	15,9501*	0,1940	1,3098	3,1322	0,0000	8,5749	13,003*	-0,1785
<b>Dotation capital physique<sup>8</sup></b>									
Terre	0,1182	0,4068	0,0585	0,2875	1,206	0,0000	-0,2262	-0,7529	-0,0583
<b>Dotation capital social<sup>9</sup></b>									
Transfert	-0,2241	-0,9347	-0,0007	-0,2716	-1,213	0,0000	-0,2218	-0,8942	0,0003
<b>constante</b>	<b>-17,271</b>	<b>-9,3292*</b>	<b>-0,4932</b>	<b>-3,7603</b>	<b>-3,760*</b>	<b>0,0000</b>	<b>-14,503</b>	<b>-7,8985*</b>	<b>0,4662</b>
Log vraisemblance	- 3068,878								
$\chi^2$ (sig)	3460,440 (0,000)								
Pseudo-R <sup>2</sup>	0,361								
N	4670								

(1)La variable expliquée est normalisée à 0 pour le segment des non pauvres ; (2) Probabilité « two – tailed » que le coefficient soit égal à 0. Le t est le rapport entre le  $\beta$  et l'erreur type ; (3) Variation de probabilité consécutive aux variations des caractéristiques ; (4) base = sans instruction ; (5) base = célibataire ; (6) base = salarié protégé ; (7) base = Agadez et Diffa ; (8) oui = si le ménage possède au moins une terre ; (9) oui = si le ménage a reçu un transfert. Un (\*) signifie que les écarts de pauvreté sont significatifs à moins 5 pour cent et un (\*\*) signifie qu'ils le sont à 10 pour cent.

Source : A partir des bases de données du QUIBB 2005

Par exemple, toutes choses étant égales par ailleurs, la variation de probabilité consécutivement au fait d'être pauvre chronique, plutôt que non pauvre, est de - 0,04 pour un

ménage masculin, comparativement à un ménage féminin. Cependant, l'inverse prévaut en 2007-2008. Du coup, l'avantage revient aux ménages conduits par une femme. En effet, toutes choses étant égales par ailleurs, la probabilité pour les ménages masculins d'appartenance aux groupes pauvres chroniques et pauvres transitoires s'est accrue en 2007-2008. Un résultat qui confirme les statistiques descriptives relatives aux disparités selon le genre<sup>45</sup>. Par ailleurs, le statut matrimonial du chef de ménage n'est pas un facteur déterminant dans l'explication de la vulnérabilité à la pauvreté – les coefficients ne sont pas statistiquement significatifs dans la plupart de cas.

La position du chef de ménage sur le marché du travail fournit également une explication aux facteurs de vulnérabilité à la pauvreté. En effet, le fait pour un ménage d'être dirigé par un agriculteur ou un indépendant informel, plutôt que par un salarié (même non protégé<sup>46</sup>), accroît le risque d'appartenir aux segments pauvres et vulnérables entre 2005 et 2007-2008, toutes choses étant égales par ailleurs. Par exemple, l'examen des coefficients et des effets marginaux (dans une moindre mesure), montre que ce sont surtout dans les strates des pauvres chroniques et des non pauvres vulnérables et précaires, que les ménages gérés par un agriculteur ou un indépendant non agricole ont, relativement aux non pauvres, le plus de chance d'être localisés.

Quant à la localisation géographique, malgré l'amélioration sensible du niveau de vie mise en exergue au cours de la période 2005-2007/2008, il apparaît que le fait de résider dans la plupart des autres régions, comparativement à la région de Diffa – où le taux de pauvreté est le plus faible et stable –, augmente le risque d'appartenir aux catégories de pauvres chroniques, et de non pauvres vulnérables et précaires, toutes choses étant égales par ailleurs. Plus particulièrement, la prise en compte des effets marginaux – par ailleurs non significatifs – montre que ce sont les ménages des régions traditionnellement pauvres et aussi les plus peuplées – Dosso, Maradi, Tillabéry et Zinder – qui sont plus susceptibles d'avoir un niveau de bien-être inhérent au schéma précédemment évoqué – pauvres chroniques et non pauvres vulnérables et précaires.

---

<sup>45</sup> L'analyse des conditions de vie selon le genre du chef de ménage indique nettement que les ménages gérés par une femme sont moins pauvres que ceux gérés par un homme au cours de la période 2005 -2007/2008. En 2007-2008 par exemple, l'incidence de la pauvreté ménages dirigés par une femme – des veuves et divorcées pour leur grande majorité – était de 45.8 contre 50.5 pour cent pour les hommes.

<sup>46</sup> En effet en 2005, les coefficients du salariat non protégé sont significativement négatifs. Ce qui implique qu'un salarié non protégé a moins de chance d'être localisé par dans les segments pauvres et vulnérables.

## 32 DYMANIQUES EX POST ET EX ANTE DE LA PAUVRETE AU NIGER

**Tableau 10 :** Coefficients de régression de l'estimation logistique multinomiale des déterminants du niveau de vie des ménages en milieu rural – Niger 2007 - 2008<sup>1</sup>

Variables	Log des chances – $\beta$ – d'appartenir au segment j (1 à 3) comparativement aux non pauvres – normalisés à 0 –, et variation de probabilité (effets marginaux) consécutive aux variations des caractéristiques								
	1 = pauvres chroniques			2 = pauvres transitoires			3= non pauvres vulnérables et précaires		
	$\beta$	t <sup>2</sup>	Ef.mg <sup>3</sup>	$\beta$	t <sup>2</sup>	Ef.mg <sup>3</sup>	$\beta$	t <sup>2</sup>	Ef.mg <sup>3</sup>
<b>Dotation capital humain<sup>4</sup></b>									
primaire	-3,3459	-9,1874*	-0,3007	0,0424	0,2142*	0,3669	-3,0781	-7,8876*	-0,3865
Secondaire	-3,6358	-4,1712*	-0,3785	0,2047	0,6128*	0,3087	-1,4364	-2,742**	-0,1443
Formation T/P	-32,5305	0,0056	-3,4465	-3,0735	-1,7956*	0,8225	-0,6502	-0,8571	0,8643
<b>Démographie du chef</b>									
Age	1,0674	18,326*	0,0957	0,0637	2,6294*	-0,0898	0,8396	15,280*	0,0969
(Age) <sup>2</sup> /100	-1,1143	-18,135*	-0,1006	-0,0466	-1,9102*	0,0988	-0,8865	-15,174*	-0,1039
Sexe	9,0739	6,2774*	0,7721	-0,0683	-0,2107	-1,1016	10,1199	6,8853*	1,3110
<b>Statut matrimonial CM<sup>5</sup></b>									
Monogame	29,0611	0,0003	2,5002	0,2941	0,5421	-3,2652	30,2260	0,0045	3,8371
Polygame	31,8695	0,0007	2,7498	0,4717	0,8198	-3,5044	32,5135	0,0002	4,1030
Veuf/divorcé	39,4003	0,0001	3,3795	0,2754	0,4027	-4,5004	41,6592	0,0001	5,3123
<b>Statut du travail CM<sup>6</sup></b>									
Salarié non protégé	-4,5674	0,4567*	0,0345	0,7653	0,9632	0,0654	0,3570	1,0578	0,0235
Indép.non agricole	0,5315	1,3314*	0,0177	0,5240	1,8193	0,0478	0,7346	1,864**	0,0631
Agriculteur	0,6079	1,8357*	0,0386	0,3145	1,3527	0,0041	0,6134	1,873**	0,0569
Autre actif	2,9996	3,8924*	0,0112	0,1592	1,3710	0,0345	1,5819	1,172**	0,0124
Inactif	6,2345	2,0983*	0,2029	0,8211	1,8669	-0,2086	3,9342	5,4067*	0,4657
chômeur	1,6789	3,6169*	0,0657	0,2869	-4,8902	0,0134	0,1316	1,2391*	0,0171
<b>Localisation géo<sup>7</sup></b>									
Dosso	6,9487	7,6758*	0,5717	2,1333	4,5032*	-0,1106	4,2951	7,8124*	0,3409
Maradi	4,8486	5,5785*	0,3742	3,4887	5,8067*	0,2130	2,0951	4,2146*	0,0366
Tahoua	2,7603	3,1856*	0,1987	1,8398	4,3562*	0,2332	0,9773	2,0127*	-0,0397
Tillabéry	8,0276	8,7469*	0,6455	2,5920	5,3531*	-0,1247	5,3585	9,4397*	0,4449
Zinder	4,8149	5,5461*	0,3976	1,5143	3,5257*	-0,5908	2,8459	5,8589*	0,2143
<b>Dotation capital physique<sup>8</sup></b>									
Terre	0,6841	0,6841	0,0112	1,0425	4,2157*	0,1613	0,7215	2,3911	0,0238
<b>Dotation capital social<sup>9</sup></b>									
Transfert	0,1559	0,0156	0,0060	-0,0782	-0,5685	-0,1675	-0,0300	-0,1725	0,0003
<b>constante</b>	-67,593	0,0005	-5,7978	-5,1707	-5,5321*	6,0408	-62,4700	-0,0007	-7,4523
Log vraisemblance	- 1950,505								
$\chi^2$ (sig)	1834,393 (0,000)								
Pseudo-R <sup>2</sup>	0,320								
N	3290								

(1)La variable expliquée est normalisée à 0 pour le segment des non pauvres ; (2) Probabilité « two – tailed » que le coefficient soit égal à 0. Le t est le rapport entre le  $\beta$  et l'erreur type ; (3) Variation de probabilité consécutive aux variations des caractéristiques ; (4) base = sans instruction ; (5) base = célibataire ; (6) base = salarié protégé ; (7) base = Agadez et Diffa ; (8) oui = si le ménage possède au moins une terre ; (9) oui = si le ménage a reçu un transfert. Un (\*) signifie que les écarts de pauvreté sont significatifs à moins 5 pour cent et un (\*\*) signifie qu'ils le sont à 10 pour cent.

Source : A partir des bases de données de l'ENBC 2007-2008

Enfin, en ce qui concerne les dotations en actifs, seul l'accès à des transferts sociaux possède une influence remarquable. En effet, le log des chances pour un ménage d'être exclu du segment des non pauvres diminue lorsque celui-ci bénéficie de transferts de capital social. Le rôle de l'accès à la terre reste, par ailleurs, assez contrasté comme l'atteste les estimations<sup>47</sup>. L'accès à la terre réduit seulement, et ce en 2005 uniquement, la probabilité de vulnérabilité des groupes non pauvres.

*C. Ampleur des changements structurels sur la pauvreté et la vulnérabilité : une analyse de sensibilité par milieu de résidence*

L'un des avantages de l'approche logistique multinomiale est bien entendu la possibilité qu'elle offre d'effectuer des simulations en estimant les probabilités d'appartenance des ménages à un segment donné du niveau de vie, à partir des caractéristiques des individus qui les dirigent. Ici, l'analyse est présentée selon le milieu rural.

Ainsi le tableau 11 montre qu'en effet, toutes choses étant égales par ailleurs, les familles dont le chef n'a reçu aucune instruction ont, respectivement, douze fois plus de chance – 0,3446 contre 0,0289 – et près de 8 fois de chance – 0,2121 contre 0,0289 – d'être localisées dans la strate des pauvres chroniques et des pauvres transitoires par rapport à celles qui ont à leur tête une personne ayant un niveau d'éducation secondaire. De même, on constate que l'accès des chefs de famille aux formations professionnelles et techniques, comparativement à ceux qui n'ont bénéficié d'aucune formation, induit près de quatre fois plus de chance d'être non pauvres en 2007-2008. Toutefois, si l'absence de l'instruction est un facteur déterminant de pauvreté, la vulnérabilité des groupes y contribue également. Car, toutes choses égales par ailleurs, le tableau 11 montre que, les probabilités d'être identifiées parmi les pauvres permanents et les non pauvres mais vulnérables et précaires, sont quasi-identiques – respectivement, 0,2121 et 0,2241 – pour les ménages dirigés par des chefs sans instruction. En outre, il faut souligner un résultat important. La pauvreté transitoire est probablement le fait d'individus ayant un niveau d'instruction moyen. Par exemple, lorsque le chef de famille possède un niveau d'instruction primaire ou secondaire, sa probabilité moyenne d'appartenir à la strate des pauvres temporaires, est respectivement de 0,4032 et 0,3186.

---

<sup>47</sup> Ce résultat semble cohérent car en effet, en 2005, seuls 15,6 pour cent des ménages déclarent ne pas posséder de champs. Et les statistiques descriptives révèlent qu'en moyenne, les ménages disposent de plus de deux espaces cultivables.

## 34 DYMANIQUES EX POST ET EX ANTE DE LA PAUVRETE AU NIGER

**Tableau 2.10 : Analyse de sensibilité : effets des changements structurels et démographiques sur la distribution du niveau de vie selon les segments des ménages ruraux – Niger 2005 – 2007/2008**

Paramètres	Probabilités prédites pour les ménages d'appartenir aux segments suivants de la distribution du niveau de vie <sup>1</sup>							
	Strates des ménages : 2005				Strates des ménages : 2007-2008			
	Pau- vres chro- niques	Pau- transi- toires	Non Pau- Vres Vul. &préc.	Non Pau- vres	Pau- vres chro- niques	Pau- transi- toires	Non Pau- Vres Vul. &préc.	Non Pau- vres
<b>Instruction du chef de ménage</b>								
Sans instruction	0,6662	0,0904	0,1640	0,0794	0,3446	0,2242	0,2191	0,2121
Coranique	0,6643	0,0968	0,1580	0,0809	0,3049	0,2158	0,2131	0,2661
Primaire	0,5625	0,1848	0,0861	0,1665	0,1110	0,4032	0,0794	0,4064
Secondaire	0,3920	0,1144	0,1707	0,3229	0,0289	0,3186	0,1381	0,5144
Formation P/T	0,1031	0,1503	0,1715	0,5750	0,0000	0,0161	0,2635	0,7204
<b>Intervalle âge du chef</b>								
15-34 ans	0,4989	0,1632	0,1347	0,2032	0,0995	0,3162	0,1216	0,4626
35-44 ans	0,6416	0,1202	0,1480	0,0917	0,3879	0,1750	0,2557	0,1813
45-54 ans	0,7502	0,0611	0,1561	0,0325	0,5135	0,1156	0,2707	0,1002
55-64 ans	0,7575	0,0611	0,1561	0,0236	0,4213	0,1869	0,2548	0,1370
≥ 65 ans	0,7287	0,0225	0,2232	0,0256	0,1118	0,4562	0,1115	0,3204
<b>Genre du chef de ménage</b>								
Homme	0,6532	0,0989	0,1538	0,0941	0,3115	0,2317	0,2013	0,2553
Femme	0,5398	0,1042	0,2330	0,1230	0,2155	0,2846	0,2013	0,2554
<b>Statut matrimonial du chef</b>								
Célibataire	0,0321	0,2693	0,2045	0,6781	0,0000	0,3492	0,0000	0,6508
Monogame	0,6251	0,1165	0,1562	0,1021	0,2377	0,2766	0,1718	0,3139
Polygame	0,8032	0,0174	0,1595	0,0198	0,5112	0,1477	0,2316	0,1094
Veuf/divorcé	0,4568	0,1638	0,1972	0,1821	0,3393	0,1139	0,4267	0,1093
<b>Dotation capital physique<sup>2</sup></b>								
Possède	0,6654	0,0916	0,1575	0,0854	0,3155	0,2461	0,2057	0,2327
Ne possède pas	0,3839	0,2053	0,1703	0,2405	0,1551	0,1484	0,1694	0,5270
<b>Dotation capital social<sup>3</sup></b>								
Reçoit	0,6051	0,1163	0,1610	0,1175	0,3064	0,2448	0,2007	0,2479
Ne reçoit pas	0,7496	0,0573	0,1518	0,0491	0,2967	0,2309	0,2040	0,2683
<b>Statut du travail</b>								
Salarié protégé	0,2169	0,1742	0,1138	0,4951	0,0598	0,1089	0,2076	0,6236
Salarié non protégé	0,4689	0,2727	0,1023	0,1561	0,2104	0,1914	0,1618	0,4363
Indép.non agricole	0,5689	0,1152	0,1687	0,1471	0,3051	0,2762	0,2070	0,2117
Agriculteur	0,7044	0,0754	0,1623	0,0627	0,3231	0,3231	0,2307	0,2463
Autre actif	0,7676	0,0000	0,2065	0,0258	0,2270	0,2510	0,3218	0,2001
Inactif	0,5484	0,1926	0,1269	0,1320	0,1448	0,2939	0,3150	0,2462
Chômeur	0,5744	0,1464	0,1525	0,1266	0,2273	0,2751	0,1522	0,3454
<b>Localisation géographique</b>								
Agadez <sup>4</sup>	0,1300	0,4961	0,0799	0,3029	-	-	-	-
Diffa	0,1244	0,2172	0,1726	0,4856	0,0220	0,0989	0,1511	0,7267
Dosso	0,7326	0,0543	0,1831	0,0338	0,4518	0,1616	0,2395	0,1471
Maradi	0,8863	0,0042	0,1089	0,0047	0,3321	0,3337	0,1278	0,2064
Tahoua	0,3908	0,1980	0,2114	0,1998	0,1612	0,3306	0,1542	0,3539
Tillabéry	0,6804	0,0968	0,1454	0,0773	0,4767	0,1611	0,2631	0,0991
Zinder	0,7534	0,0590	0,1564	0,0312	0,2690	0,1710	0,2635	0,2964
<b>Total</b>	<b>0,6466</b>	<b>0,0922</b>	<b>0,1584</b>	<b>0,0957</b>	<b>0,3012</b>	<b>0,2374</b>	<b>0,2025</b>	<b>0,2589</b>

(1) Les autres paramètres restent inchangés. De plus, compte tenu des arrondis le total des probabilités ne donne pas souvent 100 ou le dépasse un peu plus dans certains cas ; (2) les dotations en capital physique se résument à la possession de terres agricoles ; (3) les dotations en capital social correspondent aux différents transferts (nature ou espèces) reçues par le ménage ; (4) les données du secteur rural de la région d'Agadez ne sont pas disponibles car les populations rurales n'ont pu être enquêtées en raison de l'insécurité armée.

Source : A partir des bases de données du QUIBB et de l'ENBC 2005 et 2007-2008

Ensuite, le statut matrimonial du chef de ménage est un élément déterminant qui appelle également quelques observations. C'est le cas des célibataires qui est plus saisissant. On constate en effet que la probabilité de pauvreté chronique et de vulnérabilité a carrément disparu au sein de cette catégorie. Un résultat qu'on peut d'ailleurs rapprocher à celui de la démographie du chef. En effet, la probabilité prédite d'être localisée dans le segment des pauvres de long terme est seulement de 0,099 lorsque le chef de ménage a entre 15 et 34 ans. De manière générale, la situation des autres genres matrimoniaux à savoir, les chefs de ménage monogames et polygames, s'est significativement améliorée, même si la probabilité de pauvreté chronique parmi les polygames reste tout de même élevée – 0,8031 contre 0,5112, respectivement en 2005 et 2007-2008<sup>48</sup>. Puis, conformément à nos analyses précédentes, les familles dirigées par des femmes ont moins de choses d'être exposés à la pauvreté. Ainsi la probabilité moyenne des ménages féminins d'être pauvres chroniques est de 0,2151 contre 0,3115 pour les ménages masculins sachant qu'ils ont pratiquement les mêmes chances d'être non pauvres – 0,2554 pour les hommes contre 0,2880 pour les femmes. Par ailleurs, l'existence de transferts sociaux semble conforter le niveau de vie des ménages ruraux. A cet égard, on constate que la probabilité d'être pauvres chroniques a été divisée par deux – 0,2967 contre 0,6051, respectivement en 2005 et 2007-2008.

Puis, le statut économique du chef de ménage sur le marché de travail apporte un éclairage sur la sensibilité des ménages à la dynamique rurale de pauvreté. En effet, comme on devrait s'y attendre, les probabilités de pauvreté chronique sont très élevées lorsque le chef de famille est un agriculteur – 0,7044 en 2005. Mais l'amélioration des conditions de vie, notamment en milieu rural, et qui a été d'ailleurs précédemment mis en évidence, a été beaucoup favorable à ce statut du travail. Ainsi, cette probabilité a considérablement baissé en 2007-2008 et ne s'établit plus qu'à 0,3231, divisant ainsi par un peu plus de deux, le risque de pauvreté de long terme. Ce résultat montre que si l'on concentre les efforts de lutte contre les privations, en direction du monde agricole, on arrivera à réduire sensiblement la pauvreté. Naturellement, les travailleurs protégés sont moins astreint à la pauvreté et à la vulnérabilité. Ils ont 0,6236 de chance d'être localisés dans la strate des non pauvres et seulement 0,0598 de chance dans celle des pauvres permanents. Notons par ailleurs que pour l'ensemble des

---

<sup>48</sup> Par ailleurs, un résultat fort éloquent mérite d'être souligné. Si la probabilité d'appartenir à la strate des pauvres chroniques connaît une baisse pour les ménages dirigés par des veufs/ divorcés, on constate que celle d'être localisée au segment des non pauvres vulnérables & précaires a au contraire augmenté – 0,1972 contre 0,4287, respectivement en 2005 et 2007/2008. Par ailleurs, ce résultat est d'autant plus conforté par le score des non pauvres au cours de la période considérée. Ainsi, on peut observer que la probabilité d'être classée parmi les non pauvres a également baissé, en passant de 0,1821 à 0,1093. Ceci n'est pas une surprise quand on sait qu'en Afrique généralement, les veufs et divorcés (des femmes dans leur grande majorité) sont des couches assez fragiles et donc plus exposées au risque de privation.

travailleurs ruraux, la fragilité et la précarité ont augmenté au cours des deux périodes d'investigation. Par exemple, pour les inactifs, la vulnérabilité des non pauvres a été multipliée par près de trois – 0,1269 à 0,3150. Elle est passée de 0,1687 à 0,2069 pour les indépendants non agricoles alors que la pauvreté transitoire pour ce même groupe a également cru – 0,1152 à 0,2762 – respectivement en 2005 et 2007-2008.

Enfin, la localisation géographique permet de comprendre les changements structurels sur la pauvreté et la vulnérabilité. Malgré une nette amélioration du niveau de vie au cours de la période considérée, les régions *traditionnellement pauvres* continuent d'enregistrer les probabilités les plus élevées de pauvreté et de vulnérabilité<sup>49</sup>. Ainsi, les régions de Dosso, Maradi, Tillabéry et Zinder affichent respectivement, des probabilités de pauvreté chronique de 0,7326, 0,8863, 0,6804, 0,7534 en 2005, contre, 0,4518, 0,3321, 0,4766, 0,2689 en 2007-2008. Cependant, pour la plupart de ces régions, la baisse de leur probabilité de pauvreté chronique a été compensée par une augmentation de la probabilité de pauvreté transitoire et de la vulnérabilité des non pauvres ; ce qui pourrait militer encore une fois en faveur de l'argument selon lequel, il s'agit plus d'une modification des formes de pauvreté et de vulnérabilité, plutôt que d'une véritable amélioration des conditions d'existence au Niger – dans une certaine mesure. A titre d'illustration, la probabilité de pauvreté transitoire pour la région de Maradi – la plus pauvre du Niger et également la plus peuplée – est passée de 0,042 en 2005 à 0,333 en 2007-2008. De même, à Tillabéry – autre région où la pauvreté est massive –, la vulnérabilité des non pauvres s'est presque multipliée par deux en passant de 0,1454 à 0,2631. Toutefois la région de Diffa s'en sort relativement mieux en affichant les probabilités de pauvreté et de vulnérabilité les plus basses du pays. Par exemple, la probabilité de non pauvreté est 0,7267 alors que seuls 0,0232 des ménages sont susceptibles d'être pauvres chroniquement. Ce résultat corrobore bien les analyses qui ont été mise en avant au sujet de cette région. En effet, la diversification des activités économiques et agricoles dans cette localité explique en grande partie l'élévation de son niveau de bien-être.

#### 4. Conclusion

L'ambition de ce papier était de proposer une analyse de la dynamique de pauvreté, à partir des récentes investigations réalisées au Niger. Dans un premier temps, l'examen de la

---

<sup>49</sup> Leur probabilité de pauvreté chronique s'est par ailleurs divisée environ par deux ou trois dans la plupart des cas.



dynamique de pauvreté monétaire révèle une amélioration générale des conditions de vie des nigériens au cours de la période considérée malgré un contexte économique peu favorable. L'incidence de pauvreté des ménages est légèrement passée de 53,0 à 49,9 pour cent, respectivement en 2005 et 2007/2008, soit 62,1 et 59,5 pour cent des individus. Ce déclin de la précarité des conditions de vie pourrait trouver son explication dans le rehaussement des dépenses réelles par tête des individus à hauteur de 22 pour cent au cours des trois années séparant les deux enquêtes. Le test de dominance stochastique de deuxième ordre confirme par ailleurs la dominance de la courbe de 2005 sur celle de 2007/2008 en termes d'écart de pauvreté, ce qui permet de dire sans ambiguïté que le niveau de pauvreté des individus ou ménages en 2005 est plus importante que celle de 2007/2008. Dans un second temps, l'étude montre la pertinence d'une dissociation *à priori* des formes de pauvreté en relation avec la vulnérabilité des individus. D'une part, la pauvreté chronique – ou durable –, inhérente aux individus dont les dépenses par tête actuelles et estimées sont inférieures au seuil de pauvreté, est la composante la plus importante de la pauvreté, même si au cours des deux périodes la pauvreté globale a sensiblement baissé. D'autre part, la vulnérabilité des individus, c'est-à-dire ceux qui ont une probabilité d'au moins 50 pour cent de se retrouver prochainement pauvres, affiche également une baisse plus importante au cours des deux périodes séparant les enquêtes. En effet, alors qu'en 2005 et 2007-2008, 62,1 et 59,5 pour cent des individus sont respectivement *pauvres*, 60,2 et 40,9 pour cent d'entre eux sont *fortement vulnérables*, respectivement en 2005 et 2007-2008. De même, on peut observer que la probabilité moyenne de pauvreté des individus a décliné de 12,5 points de pourcentage au niveau national – 0,633 à 0,507. Mais l'approfondissement des dimensions de la vulnérabilité laisse entrevoir que les couches fragiles de la population n'ont pas connu une baisse de leur probabilité moyenne de vulnérabilité – 0,727 à 0,702 et 0,661 à 0,665, respectivement pour les pauvres chroniques et les non pauvres vulnérables et précaires<sup>50</sup>. Dans ce contexte, la mise en œuvre de politiques efficaces de lutte contre les privations exige de prendre en compte la dimension temporelle du bien-être des individus. A cet égard, les pouvoirs publics doivent engager des actions visant à rehausser le niveau de vie des individus chroniquement démunis – distribution d'actifs, promotion des emplois rémunérateurs, soutien de la productivité agricole dans les zones rurales, etc. D'autre part, l'éradication de la pauvreté transitoire devrait aussi passer par la mise en œuvre de filets de sécurité adéquats.

---

<sup>50</sup> Finalement, ce sont les pauvres transitoires qui sont à la base de cette baisse au cours de la période spécifiée – 0,396 en 2005 contre 0,318 en 2007-2008.

### Références bibliographiques

- AMEMIYA, T. 1977. "The Maximum Likelihood and the Nonlinear Three-Stage Squares Estimator in the General Nonlinear Simultaneous Equation Model", *Econometrica*, vol.45, n°4, p.42-50.
- BENHABIB, J., SPIEGEL, M. 1994. "The Role of Human Capital in Economic Development: Evidence from Aggregate Cross-country Data", *Journal of Monetary Economics*, Vol.34, P 143 -173.
- CHAUDHURI, S. 2002. "Empirical Method for Assessing Household Vulnerability to Poverty", *mimeo*, Department of Economics, New York: Columbia University.
- CHAUDHURI, S. 2003. "Assessing Vulnerability to Poverty: Concepts, Empirical Methods and Illustrative Examples", *mimeo*, Department of Economics, New York: Columbia University.
- CHAUDHURI, S., JALAN, J., SURYAHADI, A. 2002. "Assessing Households Vulnerability to Poverty for Cross-sectional Data: A Methodology and Estimates from Indonesia", *mimeo*, Department of Economics, New York: Columbia University.
- CLEMENT, M. 2005. Dynamiques de pauvreté, trajectoires de bien-être et transferts publics ; le cas de la Russie. Thèse de doctorat soutenue le 12 décembre 2005. Pessac : *Centre d'Economie du Développement, IFRede-GRES*, Université Montesquieu-Bordeaux IV.
- DERCON, S. 2005. *Risk, Vulnerability and Poverty in South Africa*, Workshop on Social Protection Issues in Africa hosted by the Social Protection Group at the World Bank, 16 p.
- FOSTER, J., GREER, J., THORBECKE, E. 1984. "A Class of Decomposable Poverty Measures", *Econometrica*, vol. 52, no. 3, p. 761-66.
- HADDAD, L., AHMED, A.U. 2002. "Avoiding Chronic and Transitory Poverty: Evidence from Egypt 1997-1999", *IFPRI-FCND Discussion Paper*, n° 133, Washington D.C.
- HADDAD, L., KANBUR, R., 1990. "How Serious is the Neglect of Intrahousehold Inequality?", *Economic Journal*, n100, p. 866-881.
- HERRERA, J. 2001. "Poverty Dynamics in Peru", 1997-1999, *DIAL Working Paper*, n° 2001/09, Paris.
- HERRERA, J., ROUBAUD, F. 2003. "Urban Poverty Dynamics in Peru and Madagascar 1997-1999: a Panel Data Analysis", *Paper prepared for the CPRC Conference on Chronic Poverty*, University of Manchester, 7-9 avril.
- INSTITUT NATIONAL DE LA STATISTIQUE, 2006. *Statistiques Diverses*, Ministère de l'économie et des finances, République du Niger, [http:// www.stat-niger.org](http://www.stat-niger.org).

INSTITUT NATIONAL DE LA STATISTIQUE, 2008. « Tendances, profil et déterminants de la pauvreté au Niger », *Ministère de l'économie et des finances*, République du Niger, [http:// www.stat-niger.org](http://www.stat-niger.org).

JALAN, J., RAVALLION, M. 2004. *Household Income Dynamics in Rural China* in Dercon, S., (ed) *Insurance Against Poverty*, Oxford University Press, chapter 5.

JENKINS, S., LAMBERT: J. 1998. "Three 'I's of Poverty Curves Poverty Dominance: TIPS for Poverty Analysis", *Research on Economic Inequality*, vol.8, p.39-56.

KEDIR, A.M., McKAY, A. 2003. "Chronic Poverty in Urban Ethiopia: Panel Data Evidence", *Paper prepared for the CPRC Conference on Chronic Poverty*, University of Manchester, 7-9 avril.

LACHAUD, J-P. 2003. *Dynamique de pauvreté, inégalité et urbanisation au Burkina –Faso*, Ed. Presse Universitaire de Bordeaux, 282p.

LACHAUD, J-P. 2005. « A la recherche de l'insaisissable dynamique de pauvreté au Burkina Faso. Une nouvelle évidence empirique », *Centre d'Economie du Développement, Document de Travail*, Université Montesquieu - Bordeaux IV, DT n° 117.

LIGON, E., SCHECHTER, L. 2003. "Measuring Vulnerability", *The Economic Journal* 113 (March), C95-C102.

McCULLOCH, N., BAULCH, B. 2000. "Simulating the Impact of Policy Upon Chronic and Transitory Poverty in Rural Pakistan", *Journal of Development Studies*, Vol. 36(6), pp. 100-130.

McCULLOCH, N., CALANDRINO, M. 2002. "Poverty Dynamics in Rural Sichuan Between 1991 and 1995", *Institute of Development Studies, Working Paper n° 151*, University of Sussex.

MORDUCH, J. 1990. "Risk, Production and Saving: Theory and Evidence from Indian Households", *Working paper*, Harvard University.

MORDUCH, J. 2004. "Consumption Smoothing Across Space", *In Insurance against Poverty*, ed. S. Dercon, 38-56. Oxford: Oxford University Press.

OKRASA, W., 1999. "The Dynamics of Poverty and the Effectiveness of Poland's Safety Net (1993-1996)", *Policy Research Working Paper*, n° 2221, World Bank.

PINI, G., TARCHIANI, V. 2007. « Les systèmes de production agro-sylvo-pastoraux du Niger : la caractérisation agro-écologique », *Centro Città del Terzo Mondo, Working Paper N° 21*, Politecnico Di Torino.

SURYAHADI, A., SUMARTO, S. 2001. "The Chronic Poor, The Transient Poor, and The Vulnerable in Indonesia before and after the Crisis", *SMERU Working Paper*, SMERU Research Institute, Jakarta.

THOMAS, A. 2000. *Econométrie des Variables Qualitatives*, Dunod, Paris.

WORLD BANK. 2001a. Hungary: Long-Term Poverty, *Social Protection and the Labour Market*, Report n° 20645-HU, Washington D.C.

ZHENG, B. 1993. "An axiomatic characterization of the Watts poverty measures", *Economic Letters*, n° 42, p. 81-86.

ZHENG, B. 1994. "Can a poverty index be both relative and absolute", *Econometrica*, n° 61, p. 1453-1458.

ZHENG, B. 1997. "Aggregate poverty measures", *Journal of Economic Surveys*, n° 11, p. 123-162.

## Annexes

**Tableau A1 : Répartition des ménages selon le milieu, la localisation géographique, le statut du chef sur le marché du travail, le genre du chef et la situation matrimoniale du chef de ménage, Niger 2005 – 2007/2008.**

	2005		2007-2008	
	Effectifs	Part (%)	Effectifs	Part (%)
<b>Milieu</b>				
Urbain	1135	17,0	686	17,2
Rural	5555	83,0	3314	82,8
<b>Localisation géographique</b>				
Agadez	117	1,7	55	1,4
Diffa	216	3,2	115	2,9
Dosso	580	8,7	395	9,9
Maradi	1181	17,7	730	18,3
Tahoua	1256	18,8	738	18,4
Tillabéry	1008	15,1	463	11,6
Zinder	1197	17,9	873	21,8
Autres villes	693	10,4	333	8,3
Niamey	443	6,6	298	7,4
<b>Statut du chef de ménage sur le marché du travail</b>				
Salarié protégé	191	2,9	145	3,6
Salarié non protégé	401	6,0	243	6,1
Indépendant non agricole	1446	21,6	546	13,7
Agriculteur	3747	56,0	2720	68,0
Autres actifs	75	1,1	28	0,7
Inactifs	79	1,2	142	3,6
Chômeurs	752	11,2	176	4,4
<b>Situation matrimoniale</b>				
Célibataire	98	1,5	50	1,3
Monogame	4563	68,2	2809	70,2
Polygame	1471	22,0	788	19,7
Veuf/divorcé	558	8,3	253	8,8
<b>Genre du chef de ménage</b>				
Homme	6209	92,8	3536	88,4
Femme	481	7,2	464	11,6
<b>Intervalle âge du CM</b>				
15-34 ans	1861	27,8	1153	28,8
35-44 ans	1724	25,8	1026	25,6
45-54 ans	1348	20,2	848	21,2
55-64 ans	931	13,9	551	13,8
Plus de 65 ans	826	12,3	423	10,6
<b>Niveau d'instruction du CM</b>				
Sans éducation	4163	62,2	2088	52,2
Coranique	1392	20,8	1028	25,7
Primaire	545	8,1	414	10,3
Secondaire	249	3,7	181	4,5
Formation P/T	144	2,2	87	2,2

## 42 DYMANIQUES EX POST ET EX ANTE DE LA PAUVRETE AU NIGER

Supérieur Total	61 6690	0,9 100,0	63 4000	1,6 100,0
--------------------	------------	--------------	------------	--------------

Source : auteur, à partir des bases de données du QUIBB 2005 et de l'ENBC 2007-2008 – pondérations normalisées

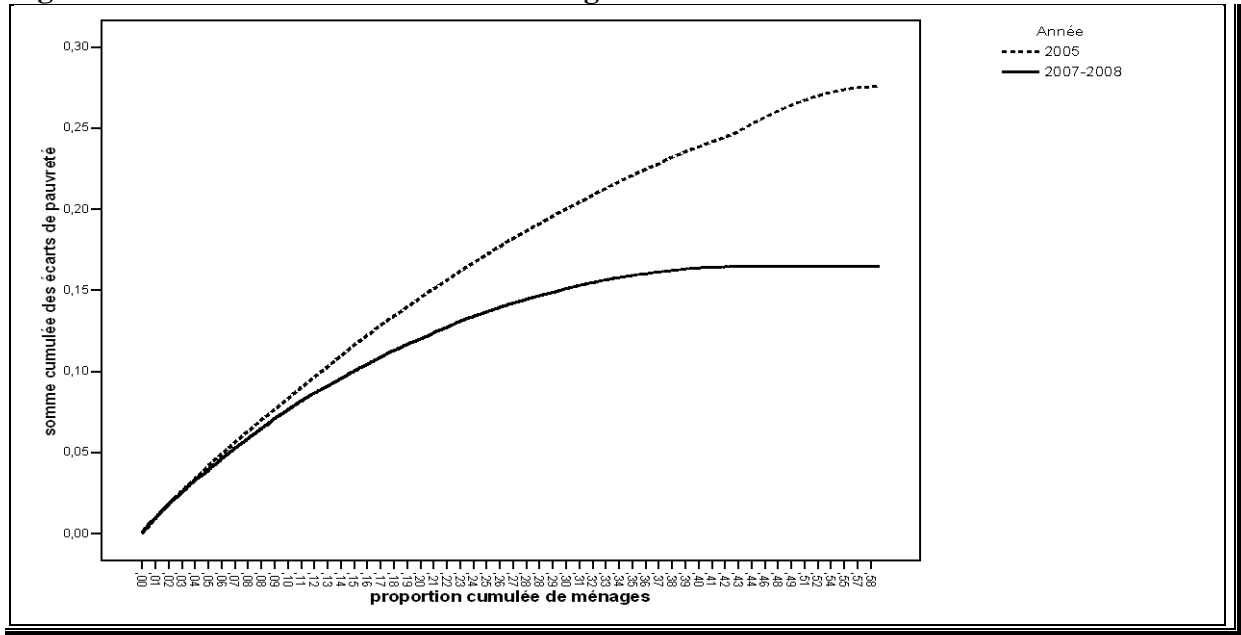
**Tableau A2.2 : Coefficients de régression de l'estimation logistique multinomiale des déterminants du niveau de vie des ménages en milieu urbain – Niger 2007 - 2008<sup>1</sup>**

Paramètres Variables	Log des chances – $\beta$ – d'appartenir au segment j (1 à 3) comparativement aux non pauvres – normalisés à 0 –, et variation de probabilité (effets marginaux) consécutive aux variations des caractéristiques								
	1 = pauvres chroniques			2 = pauvres transitoires			3= non pauvres vulnérables et précaires		
	$\beta$	t <sup>2</sup>	Ef.mg <sup>3</sup>	$\beta$	t <sup>2</sup>	Ef.mg <sup>3</sup>	$\beta$	t <sup>2</sup>	Ef.mg <sup>3</sup>
<b>Dotation capital humain<sup>4</sup></b>									
primaire	-5,2959	-5,5783	-0,0009	-1,2752	-1,8342*	-0,0500	-4,7475	-6,0593*	-0,0013
Secondaire	-4,3209	-4,5463	-0,0007	-1,8574	-4,0534*	-0,1572	-3,5082	-4,9234*	-0,0009
Formation T/P	-4,3906	-3,4953	-0,0007	-1,9569	-5,1962*	-0,3594	-2,8854	-4,6541*	-0,0006
Supérieur	-34,406	0,0000	-0,0062	-3,1262	-5,1861*	-0,6319	-34,233	0,0000	-0,0091
<b>Démographie du chef</b>									
Age	0,4528	2,9765	0,0762	0,0324	0,4397	0,0432	0,1987	1,5428	0,0316
(Age) <sup>2</sup> /100	0,2103	2,1567	0,0247	0,1054	1,2076	0,0045	0,0023	1,2456	0,0004
Sexe	35,354	0,0000	0,0065	0,0182	0,0534*	-0,0006	36,091	0,0000	0,0098
<b>Statut matrimonial CM<sup>5</sup></b>									
Monogame	34,669	0,0000	0,0064	0,6457	1,543**	0,1151	31,061	0,0000	0,0084
Polygame	37,342	0,0000	0,0068	0,7075	1,518**	0,1261	33,631	0,0000	0,0091
Veuf/divorcé	71,440	0,0000	0,0131	0,5149	0,9193	0,0868	69,306	0,0000	0,0189
<b>Statut du travail CM<sup>6</sup></b>									
Salarié non protégé	5,1604	4,8475	0,0009	0,4280	1,430**	0,0782	4,1499	5,5153*	0,0011
Indép.non agricole	3,5938	3,4236	0,0006	0,7073	2,7854*	0,1297	2,8135	3,8592*	0,0007
Agriculteur	3,5939	3,1642	0,0005	0,5149	2,0913*	0,0876	2,3791	3,3601*	0,0006
Autre actif	-29,002	0,0000	-0,0053	0,4283	0,8021	0,0672	-30,127	0,0000	-0,0082
Inactif	5,2551	3,0594	0,0009	0,3476	0,6062	0,0962	2,3656	1,2474*	0,0006
chômeur	0,5007	0,4372	0,0007	0,5114	1,5773*	0,8332	-1,6427	-1,7152*	-0,0005
<b>Localisation géo<sup>7</sup></b>									
Niamey	0,4483	2,1392	0,0000	-0,3010	-2,2067*	-0,0554	0,6884	3,3779*	0,0002
<b>Dotation capital social<sup>9</sup></b>									
Transfert	0,0773	0,3763	-0,0137	0,0761	0,571**	0,0139	0,3012	1,5074*	0,0000
constante	-74,834	0,0000	0,0000	-1,5419	-2,6532*	-0,2754	-71,346	0,0000	-0,0194
Log vraisemblance	- 1535,312								
$\chi^2$ (sig)	1653,967 (0,000)								
Pseudo-R <sup>2</sup>	0,350								
N	2020								

(1)La variable expliquée est normalisée à 0 pour le segment des non pauvres ; (2) Probabilité « two – tailed » que le coefficient soit égal à 0. Le t est le rapport entre le  $\beta$  et l'erreur type ; (3) Variation de probabilité consécutive aux variations des caractéristiques ; (4) base = sans instruction ; (5) base = célibataire ; (6) base = salarié protégé ; (7) base = Agadez et Diffa ; (8) oui = si le ménage possède au moins une terre ; (9) oui = si le ménage a reçu un transfert. Un (\*) signifie que les écarts de pauvreté sont significatifs à moins 5 pour cent et un (\*\*) signifie qu'ils le sont à 10 pour cent.

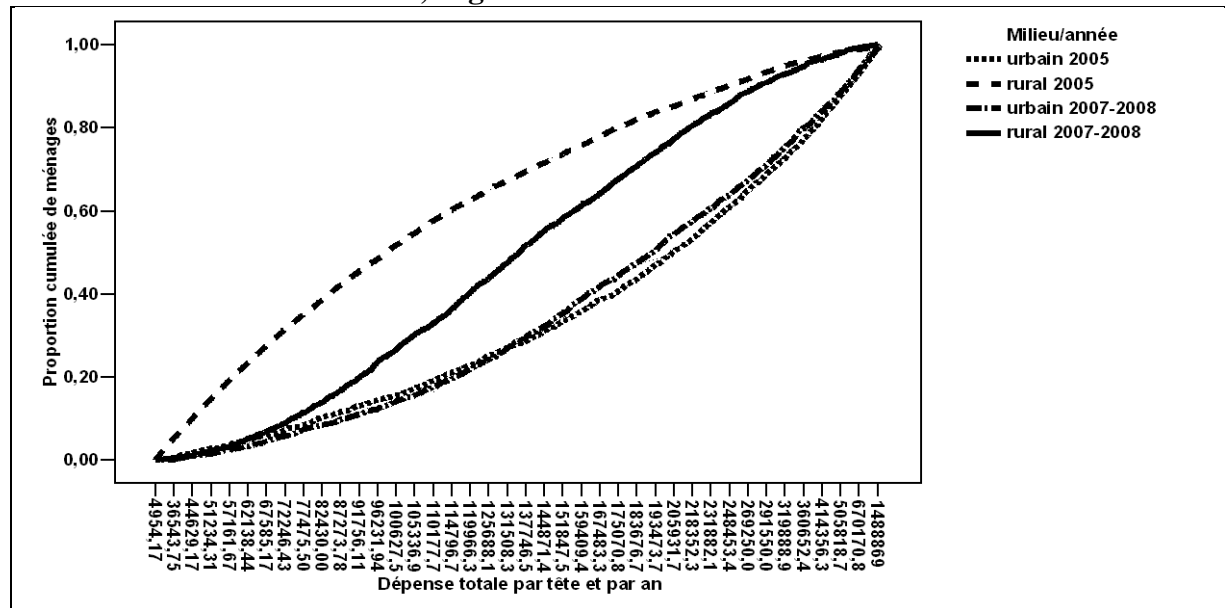
Source : A partir des bases de données De l'ENBC 2007-2008

**Figure A1 : Courbes TIP selon l'année. Niger 2005 – 2007/2008**



Source : à partir des bases de données des enquêtes QUIBB et ENBC, 2005-2007/2008

**Figure A2 : Courbes d'incidence de la pauvreté selon l'année et le milieu de résidence, Niger 2005 et 2007/2008**



Source : A partir des bases de données du QUIBB et de l'ENBC 2005 et 2007-2008