

Mortalité infanto juvénile et inégalité de revenu au Niger : évidence des disparités régionales à travers deux études de cas¹.

Ousmane AMADOU

Faculté des Sciences Economiques et Juridiques, Université Abdou Moumouni de
Niamey (UAM). E-mail : Ousmadou70@yahoo.fr

Résumé : Dans ce travail, on a cherché à mettre en évidence d'un côté les inter- relations entre indicateurs d'inégalité de revenu et de santé et de l'autre, à apprécier ce problème en tenant compte du statut socioprofessionnel et des inégalités régionales. Du calcul des indicateurs d'inégalités avec les bases de données de l'Enquête Démographique et de Santé au Niger (EDSN, 1998) et l'Enquête Démographique et de Santé au Niger et à Indicateurs Multiples (EDSN-MICS, 2006) il ressort dans une première analyse que l'inégalité de revenu s'est accrue au Niger de 1998 à 2006. L'analyse de ces indicateurs par région le confirme et conforte l'existence d'une disparité régionale en matière d'inégalité de revenu. Enfin, le niveau des inégalités de revenu par région est en lui-même un déterminant de la mortalité infanto-juvénile au Niger. Ainsi, les régions à faible taux de mortalité infanto-juvénile ont aussi les plus faibles indices de pauvreté au Niger.

Mots clés : Mortalité infanto juvénile–inégalité de revenu-disparité régionale

Classification J.E.L : D63, I12, I32, P36

Infant and child mortality and income inequality in Niger: regional disparities highlight through two case studies

Abstract : In this work, we tried to highlight in one hand, the interrelations between income inequality and health indicators and on the other, to appreciate this problem taking into account the socio-professional status and regional inequality. The calculation of inequality indicators with the databases of the 1998 Demographic and Health Survey in Niger and the 2006 Demographic and Health Survey in Niger and Multiple Indicator, it appears in a first analysis that the income inequality Niger has increased from 1998 to 2006. The analysis of these indicators by region confirms and reinforces the existence of regional disparity in income inequality. Finally, the level of income inequalities by region is itself a determinant of child mortality in Niger. Thus, regions with low levels of child mortality also have the lowest rates of poverty in Niger.

Keywords: Infant and child mortality inequality-regional income disparity-

J.E.C Classification: D63, I12, I32, P36

¹ La rédaction de cet article a bénéficié du soutien financier du Consortium pour la Recherche Economique en Afrique (CREA).

1. Introduction

Au Niger, tous les gouvernements qui se sont succédé depuis plusieurs décennies ont fait du problème de la santé et de la pauvreté de la population une de leur priorité. Malheureusement, ces efforts n'améliorent toujours pas la position du pays dans le classement mondial des indicateurs du développement. Concernant les indicateurs de santé, le Niger doit faire face à des défis majeurs. Aujourd'hui, l'espérance de vie ne dépasse pas 52 ans et un enfant sur quatre n'atteint pas l'âge de 5 ans (INS, 2008). Cette situation est par ailleurs exacerbée par une croissance démographique très importante rendant très difficile l'extension de la couverture en services de base. Dans cette optique, un Plan de Développement Sanitaire (PDS) (2005-2010) a été mis en place avec pour objectif de contribuer à la réduction de la mortalité maternelle et infanto juvénile, en améliorant l'efficacité et la qualité des soins.

Ainsi, concernant la santé maternelle, le taux d'accouchement en formation sanitaire demeure encore très faible (17,2% en 2006) avec des variations très importantes selon le milieu de résidence et les régions (8% des naissances du milieu rural se font dans les formations sanitaires contre 69,5% en milieu urbain. Selon les résultats de l'Enquête Démographique et de Santé au Niger et à Indicateurs Multiples (EDSN-MICS)² 2006, la mortalité infantile, bien qu'elle soit en net recul, reste tout de même élevée car elle atteint encore 81 décès pour 1.000 naissances vivantes. Il en est de même pour la mortalité infanto juvénile qui représente 198 décès pour 1.000 naissances vivantes (contre 274 pour 1000 en 1998). Cependant, on note une forte disparité entre les huit régions du pays et entre les zones urbaines et les zones rurales.

A côté des problèmes de mortalité infantile au Niger, se dressent ceux de la pauvreté des chefs de ménages en général et d'inégalité de revenu aussi bien au niveau des différents milieux de résidence qu'au niveau des huit régions du pays en particulier. Même si la prévalence de la pauvreté reste essentiellement constante elle est marquée aussi par de profonde inégalité au niveau régionale, catégorie socio professionnelle et milieu de résidence (tableau 1).

Dans ce travail, les questions de recherche vont être déduites à partir de la relation entre mortalité infantile et niveau de revenu des chefs de ménages au Niger. A l'appui, les travaux de Wilkinson (1996) et Kawachi (2000) qui résument que les inégalités de revenu ont un effet direct sur la santé individuelle et donc sur la mortalité infantile dans chaque foyer. Il s'agit donc de déterminer s'il ya une relation entre mortalité infanto juvénile au Niger et l'inégalité de revenu des chefs de ménages ?

De façon spécifique, on vérifiera si une relation existe entre:

- la mortalité des enfants de moins de cinq ans et la catégorie socio professionnelle des chefs de ménages ;
- la mortalité des enfants de moins de cinq ans et le niveau de bien être de chaque ménage,

² Contrairement à l'année 1998 où le nom de l'enquête était EDSN-1998, en 2006 du fait du couplement avec l'enquête à indicateurs multiples ; elle s'appelait EDSN-MICS 2006.

-la mortalité infanto juvénile et l'appartenance à une région spécifique.

La deuxième section de ce travail présente la situation de la pauvreté et de la santé au Niger tandis que la revue de littérature est décrite à la troisième section. La quatrième section est consacrée à la méthodologique. Les données sont présentées dans la cinquième session alors que les principaux résultats sont présentés et discutés dans la sixième section.

2. Etat de la pauvreté et de la santé au Niger

2.1 Etat de la pauvreté au Niger:

Le Niger est l'un des pays les plus pauvres du monde. De ce fait, au regard de l'Indice du Développement Humain (IDH) qui combine niveaux de revenu, d'éducation et de santé de la population, il occupe une place peu enviable. Le tableau 1 résume l'évolution et l'état de la pauvreté au Niger de 2005 à 2007/2008.

Tableau 1 - Evolution de la pauvreté dans le temps et l'espace au Niger

Régions	2005			2007/2008		
	Incidence	Profondeur	Sévérité	Incidence	Profondeur	Sévérité
Adadez	45,9	16,1	8,1	16,1	4,5	1,9
Diffa	18,8	5,3	2,2	18,3	3,5	1
Dosso	67,3	28,8	15,3	66,9	24,2	11
Maradi	79,7	35,1	19	73,4	26,1	12
Tahoua	45,9	14,5	6,2	57,6	18,8	7,7
Tillabery	68,9	26,8	13,9	71,7	23	9,5
Zinder	71	26,2	12,9	53,8	15,4	6
Niamey	27,1	7,2	2,8	27,8	8,5	3,9
Niger	62,1	24,1	12,3	59,5	19,6	8,4

Source : INS, Tendances, profil et déterminants de la pauvreté au Niger : 2005-2008, Edition 2008

L'évaluation monétaire de la pauvreté à travers l'Enquête Nationale Budget Consommation (ENBC 2007/2008) et le Questionnaire Unique d'Indicateurs des Besoins de Base (QUIBB 2005), montre que la prévalence de la population vivant en dessous du seuil de pauvreté était de 62,1% en 2005, puis de 59,5% en 2008.

Cependant la pauvreté reste massive du fait notamment de la croissance économique modérée réalisée pendant la période 2002-2005. C'est dans ce contexte que le Niger s'est engagé dans une seconde Stratégie de Réduction de la Pauvreté (SRP) qui couvre la période 2008-2012, communément appelée Stratégie de Développement accéléré et Réduction de la Pauvreté (SDRP). Les autres indicateurs sociaux doivent aussi s'améliorer dont l'accès à l'eau potable qui devrait bénéficier à 80% de la population, la mortalité infantile s'établir à 108 pour mille, l'alphabétisation à 28,7% pour l'ensemble de la population dont 45% chez la population adulte et le taux brut de scolarisation s'établirait à 94%.

2.2 Etat de la santé au Niger

Au Niger, les niveaux élevés de mortalité infanto-juvénile sont cohérents avec les niveaux élevés de la mortalité maternelle et de la fécondité. En d'autres termes, la santé de la reproduction est caractérisée par un cercle vicieux où les inter- relations entre des niveaux élevés de fécondité, une forte mortalité maternelle et une mortalité élevée des enfants maintiennent les conditions sanitaires de la majorité des familles nigériennes dans une situation précaire. Cette situation est symptomatique de la phase pré transitionnelle sanitaires dans laquelle se situe le pays. Le tableau 2 présente les taux de mortalités infanto juvénile et infantile pour les différentes régions du Niger.

Tableau 2 - Taux de mortalité des enfants infanto juvénile pour 1000 au niveau des différentes régions

Régions	Taux de mortalité des enfants de moins de 5 ans pour 1000				Taux de mortalité infantile pour 1000			
	1992	1998	2006	Prévision* 2010	1992	1998	2006	Prévision* 2010
Agadez	335,5	302,9	111,0	70,4	141,0	138,9	53,0	36,2
Diffa	356,1	343,4	120,0	78,8	139,3	136,8	63,0	45,4
Dosso	284,6	238,2	215,0	187,0	116,8	114,0	97,0	88,6
Maradi	390,9	373,6	231,0	181,8	160,8	173,7	106,0	89,6
Tahoua	335,5	302,9	214,0	172,2	141,0	138,9	91,0	74,6
Tillabery	283,1	246,7	193,0	159,6	124,6	115,3	74,0	58,0
Zinder	356,1	343,4	269,0	235,1	139,3	136,8	113,0	102,2
Niamey	156,6	147,3	132,0	121,2	63,8	69,5	57,0	54,4
Niger	318,2	273,8	198,0	156,8	123,1	123,1	81,0	67,1

Source: EDSN 1992 1998, EDSN-MICI- 2006, (*) Niger-Info, INS.

Le tableau 2 indique que des améliorations de la survie des enfants entre la naissance et l'âge de 5 ans ont été observées depuis les années 1990. En effet, la mortalité infanto-juvénile est passée de 318,2 pour 1 000 naissances vivantes au début des années 1992 à 198 pour 1 000 naissances vivantes en 2006 (EDSN-MICS, 2006), soit un gain de plus de 120 points en quatorze ans. Il peut être constaté, cependant, que la baisse de la mortalité des enfants n'est observée qu'entre un et cinq ans. La mortalité infantile, ainsi que ses composantes néonatales et post-néonatales, n'ont significativement pas changé entre 1992 et 1998. Mais ont connu une baisse sensible à partir en 2006. La stagnation de la mortalité infantile est à l'image de la stagnation de la fécondité observée au cours de la décennie.

L'analyse des changements de la mortalité des enfants selon les caractéristiques démographiques, les relations entre la fécondité en général, le calendrier de la fécondité en particulier et la mortalité des enfants dans le pays parmi les groupes les plus pauvres comparés aux groupes les plus riches permettra de bien comprendre la problématique de la mortalité infantile.

3- Revue de littérature

Amadou (2006), a analysé pour le compte des deux hôpitaux de Niamey, le lien entre inégalité de revenu et l'état de santé après l'accès aux soins. S'appuyant sur un modèle Probit multinomial ordonné, il a trouvé que la probabilité prédite dans l'obtention d'un meilleur état de santé est plus importante pour les classes de revenu supérieur.

Jusot (2004) a enquêté sur la relation entre la mortalité et l'inégalité des revenus en France. Ses résultats montrent que le risque de décès est fortement corrélé au niveau de revenu. Cette relation existe tout au long de la distribution des revenus, indépendamment de l'effet des catégories socioprofessionnelles. Une analyse multi-niveaux lui a permis de montrer que le niveau des inégalités de revenu de la région d'habitation constitue en lui-même un déterminant de la mortalité, après contrôle par des caractéristiques régionales, telles que l'offre de soins et le taux de chômage.

Les travaux de Preston (1975) à la suite de comparaisons internationales ont abouti à la conclusion que l'espérance de vie n'augmentait pas continûment avec le revenu par tête. Alors que dans les pays en développement, la richesse moyenne explique largement l'état de santé moyen des populations, cette relation disparaît parmi les pays riches.

Wilkinson (1992) a relancé le débat sur le lien entre inégalités de revenu et santé en mettant en évidence une corrélation de -0,81 entre l'espérance de vie de 11 pays industrialisés et l'indice de Gini des revenus. Il a émis l'hypothèse que les inégalités traduites par l'indice de Gini des revenus étaient un déterminant essentiel de l'état de santé. Cette proposition a suscité un vif intérêt, quand bien même l'approche méthodologique fondée sur des comparaisons internationales a été remise en cause. Les limites de cette réflexion viennent du fait que ce type d'étude ne correspond en aucun cas à une expérience contrôlée, puisque les politiques de santé mises en place et le contexte socioculturel diffèrent beaucoup d'un pays à l'autre.

Pour pallier ces problèmes méthodologiques, plusieurs études ont testé la corrélation entre inégalités et santé sur des données américaines. Kaplan et al. (1996) et Kawachi et Kennedy (1997) ont trouvé une relation positive entre le niveau d'inégalités de chaque état américain et plusieurs indicateurs d'état de santé³. Cette relation semble par ailleurs robuste au choix de l'indicateur d'inégalités (Kawachi et Kennedy, 1997)⁴. Elle est par ailleurs confirmée en France, où l'espérance de vie de chaque région décroît avec le niveau des inégalités intra-régionales (Jusot, 2003).

³ Les indicateurs de santé utilisés sont le taux de mortalité pour toutes les causes de décès, le taux de mortalité infantile, le taux de mortalité par cancers, par maladies coronariennes, le taux d'homicides et l'invalidité.

⁴ Les auteurs trouvent un effet significatif des inégalités sur le taux de décès moyen de chaque état américain quel que soit l'indicateur retenu : indice de Gini, de Theil, d'Atkinson, ratio interdécile, part des revenus détenue par 50% de la distribution, 60% et 70%.

Dans la réalité, plusieurs hypothèses relatives aux déterminants de la santé individuelle peuvent impliquer une corrélation entre la santé d'une population et les inégalités (Deaton, 2001, Wagstaff et Van Doorslaer, 2000).

La première hypothèse retenue par Rodgers (1979) et connue aujourd'hui sous le terme d'artefact statistique (Gravelle, 1996) est l'existence d'une relation concave entre revenu et santé. Si la santé est une fonction croissante du revenu mais à rendements décroissants, toute augmentation des inégalités de revenu se traduira par une diminution de l'état de santé moyen de la population, puisque l'amélioration de l'état de santé d'une personne riche bénéficiant d'un transfert de revenu sera inférieure à la détérioration de l'état de santé due à la perte de revenu d'une personne plus pauvre. De nombreux travaux, réalisés exclusivement sur données américaines, et donc dans un cadre d'accès aux soins très spécifique, ont montré l'existence de cette relation concave entre revenu et santé (e.g. Mellor et Milyo, 1998, Smith et Kington, 1997).

Selon la deuxième hypothèse formulée par Wilkinson (1996) et Kawachi (2000), les inégalités de revenu ont un effet direct sur la santé individuelle. Cette externalité négative serait induite par un niveau plus faible de capital social et une moindre cohésion sociale (Kawachi et Berkman, 2000) ou encore par un effet des comparaisons sociales sur la santé (Wilkinson, 1997, Kawachi, 2000). Les indicateurs de capital social utilisés par Putnam (1995)⁵ sont ainsi de bons prédicteurs des différences d'espérance de vie entre Etats américains (Kawachi et al., 1997).

Enfin, cette corrélation peut refléter, non pas un effet direct des inégalités, mais l'impact de caractéristiques géographiques, elles-mêmes corrélées aux inégalités, telles que les décisions politiques locales (Deaton, 2001, Kawachi, 2000). Les différences de revenus induisent des conflits d'intérêts, qui peuvent se traduire notamment par des politiques sociales moins généreuses. Ainsi, les Etats américains où la distribution des revenus est la plus inégalitaire ont à la fois un taux de mortalité plus élevé, un taux de chômage plus élevé, des taux de criminalité et d'incarcération plus élevés, une proportion de personnes non assurées pour les soins de santé plus élevée et un plus faible niveau d'éducation (Kaplan et al., 1996, Kawachi et al., 1999). Cependant, selon Legrand (1987), la corrélation entre espérance de vie et inégalités de revenu est robuste à l'introduction de la part des dépenses de santé financées par le secteur public parmi 32 pays industrialisés.

4. Méthodologie

Les mesures d'inégalités proposées sont très nombreuses. On peut les grouper par types, en fonction des différents paradigmes sur lesquels ils sont fondés. Il est également important de souligner le fait que ces différents types d'indices mesurent différents aspects de la question des inégalités. Dans ce travail, on va présenter quelques mesures qui représentent un large panel du traitement quantitatif de

⁵ Les indicateurs retenus sont le nombre d'associations et des indices de confiance entre citoyens, tels que la confiance que l'on a dans les autres ou le sentiment que les autres ne s'intéressent qu'à eux.

l'inégalité et qui contient les indices les plus utilisés dans la littérature et dans la pratique.

Les indices ci-dessous sont exprimés pour une population finie U de taille N. Le revenu de l'observation i est définie par y_i . La distribution de revenus est supposée ordonnée, i représente donc également le rang de l'observation.

4.1. Les indices de base

L'indice de Gini

Sans doute l'indice d'inégalité le plus célèbre et le plus traité dans la littérature, l'indice de Gini est également l'un des deux indicateurs d'inégalité de Laeken.

Il mesure jusqu'à quel point la distribution des revenus des personnes ou des ménages d'un pays s'écarte d'une distribution parfaitement égalitaire. C'est un nombre compris entre 0 et 1. Il est nul si la distribution est absolument égalitaire et égale à l'unité si toute la richesse est détenue par une minorité de personnes. Il est d'autant plus élevé que la distribution est inégalitaire :

$$Gini = \frac{2 \sum_{i=1}^N iy_i}{N \sum_{i=1}^N y_i} - \frac{1}{N} - 1$$

L'indice d'Atkinson

L'indicateur d'Atkinson fait appel à une norme de prise en compte des inégalités. Cette norme α permet à l'image de l'indicateur de Theil, d'accorder plus ou moins d'importance aux inégalités selon que l'on se trouve dans le haut ou dans le bas de la distribution des revenus. Cet indicateur représente la perte de revenu que seraient prêts à accepter les individus pour que la distribution du revenu soit égalitaire : un indicateur de X% indique que la population accepterait de céder x% de ses ressources en échange d'une distribution égalitaire. Il prend la forme générale suivante :

$$A_\alpha = 1 - \left[\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left(\frac{y_i}{\bar{Y}} \right)^{1-\alpha} \right]^{\frac{1}{1-\alpha}}, \text{ si } \alpha \neq 1 \quad \text{et} \quad A_\alpha = 1 - \prod_{i=1}^N \left(\frac{y_i}{\bar{Y}} \right)^{\frac{1}{N}}, \text{ si } \alpha = 1$$

A l'aide de l'utilisation de la moyenne généralisée,

$$M^\alpha = \sqrt[\alpha]{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N y_i^\alpha}, \text{ si } \alpha \neq 0 \text{ et } M^\alpha = \left(\prod_{i=1}^N y_i \right)^{\frac{1}{N}}, \text{ si } \alpha = 0. \text{ On a : } A_\alpha = \frac{M^1 - M^{1-\alpha}}{M^1} = 1 - \frac{M^{1-\alpha}}{M^1}$$

L'indice d'Atkinson est donc fonction du paramètre α . Pour cette étude, nous avons utilisé l'indice pour deux valeurs du paramètre $\alpha = 0,5$ et $\alpha = 1$

L'indice de Theil

L'indice de Theil (1967), GE_α est calculé grâce à l'équation suivante :

$$GE(\alpha) = \frac{1}{\alpha(\alpha-1)} \left[\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left(\frac{y_i}{\bar{y}} \right)^\alpha - 1 \right]$$

N représente la taille de la population, y_i , le revenu de l'individu i , \bar{y} le revenu moyen. Le paramètre α représente le poids donné aux distances entre les revenus en différents points de la distribution. L'indice de Theil s'inspire de la mesure de l'entropie, c'est-à-dire de l'écart entre une distribution égalitaire uniforme et la distribution constatée. Plus une suite est désordonnée, plus son entropie est grande. Ici, plus les revenus sont dispersés, plus l'indice de Theil est élevé. Cet indice a l'avantage de pouvoir être décomposé, il peut ainsi s'additionner pour différents sous-groupes.

4.2. Modèle Logit

Dans ce travail, le modèle Logit est utilisé pour expliquer la mortalité infantile au Niger. Avec ce modèle, on suppose que le capital santé individuel inobservable H_i est expliqué par des caractéristiques observables X_i et un résidu μ_i , distribué selon une loi logistique.

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

Par référence aux modèles de capital santé (Grossman 1972, Erlich et Chuma, 1990), la mort survient lorsque le niveau de capital santé devient inférieur à un seuil minimal H_{\min} , posé égal à 0. La probabilité de décès, notée $P(D=1)$ est donc égal à :

$$P(D=1) = P(H_i < H_{\min}) = 1 - F(\alpha + X_i\beta) \quad (2)$$

Avec ce modèle, la valeur estimée des paramètres β ne dépend que des différences de distribution des caractéristiques X dans la population de défunts et dans celle de survivants. La taille de chaque sous population n'a aucune influence dans la détermination de ces paramètres.

Lorsqu'on exprime la variable X_1 sous forme dichotomique, alors l'exponentiel de β_1 est égal à l'*odds ratio* associé à la variable X_1 , c'est-à-dire au ratio des rapports de chances entre les individus de caractéristique $X_1 = 1$ et les individus de caractéristique $X_1 = 0$.

$$\exp \beta_1 = OR_1 = \frac{\frac{P(D=1/X_1=1)}{P(D=0/X_1=1)}}{\frac{P(D=1/X_1=0)}{P(D=0/X_1=0)}} \quad (3)$$

L'estimation du modèle de l'étude se fera selon la base de données utilisée (EDSN-1998 ou EDSN-MICS 2006) et en fonction de la nature de la variable exprimant le revenu du chef du ménage retenu. Ceci nous amène à estimer quatre modèles dont :

-Les modèles 1.1 et 2.1 ; lorsqu'on utilise la base de données EDSN-1998 (respectivement EDSN-MICS 2006) avec comme variable mesurant le revenu du chef de ménage, les quintiles du bien-être.

-Les modèles 1.2 et 2.2 ; lorsqu'on utilise la base de données EDSN-1998 (respectivement EDSN-MICS 2006) avec comme variable mesurant le revenu du chef de ménage, l'index du bien-être.

Les modèles 1.1 et 1.2 vont permettre de capter l'effet direct des inégalités de revenu⁶ (à travers les quintiles du bien-être) sur la probabilité de décès.

Les modèles 1.2 et 2.2 permettront de capter l'effet direct des inégalités de revenu (index de revenu) sur cette probabilité de décès. Cette modélisation permettra aussi d'analyser l'influence du niveau des inégalités de chaque région en 1998 et 2006 évalué à partir des enquêtes EDSN et EDSN-MICS.

Cette hypothèse se rattache au modèle explicatif de la mortalité infantile au Niger, qui suppose que l'état de santé d'un individu est en partie déterminé par les caractéristiques de l'environnement dans lequel il vit (Macintyre et Ellaway, 2000, Kawachi et Berkman, 2003). Cette analyse est menée en prenant en compte les différentes critiques formulées dans la littérature, relatives au choix des variables caractéristiques de l'environnement d'une part et à la méthodologie d'estimation utilisée d'autre part (Kawachi, 2000, Subramanian et al., 2003).

Dans cette situation, on considère que les individus d'une même région peuvent être soumis à un risque de mortalité spécifique, éventuellement expliqué par les caractéristiques de la région. Cela revient à supposer que l'état de santé H_{ij} d'un individu i appartenant à la région j est expliqué au niveau individuel par ses caractéristiques individuelles X_{ij} et un résidu individuel e_{ij} , supposé distribué selon une loi logistique, et au niveau agrégé par les variables caractéristiques de la région C_j

⁶ La relation santé revenu étant en fait duale, le problème d'endogénéité est réglé dans cette situation car les populations d'enfants offrent un cadre d'analyse intéressant si l'on suppose que leur offre de travail est nulle et que l'état de santé des enfants n'a pas d'impact sur la décision d'offre de travail des parents (Case et al., 2002). L'utilisation des revenus du conjoint (Smith et Kington, 1997) peut permettre de mettre en évidence un effet direct des ressources sur la santé, si l'on admet toutefois que l'offre de travail de l'un des conjoints est indépendante de l'état de santé de l'autre.

et un effet aléatoire de région μ_{0j} , supposé normalement distribué ($\mu_{0j} \rightarrow N(0, \sigma_\mu)$): $H_{ij} = \alpha_0 + C_{j\gamma} + \mu_{0j} + X_{ij}\beta + e_{ij}$ (4)

Les résidus e_{ij} individuels sont supposés indépendants des résidus régionaux μ_{0j} , et les résidus de chaque type sont supposés indépendants entre eux.

L'introduction du terme aléatoire régional ne modifie pas la valeur estimée des paramètres des variables explicatives γ et β , mais corrige les écart-types de l'autocorrélation résiduelle des résidus au sein de chaque région et donc de l'omission d'autres variables régionales (Diez-Roux, 2000).

5. Description des sources de données.

5.1. Variable dépendante et principales variables d'intérêt

Dans notre étude l'unité d'analyse est l'enfant mais on s'appuie sur le questionnaire individuel femme pour collecter les informations nécessaires à cette analyse. Ceci nous amène à collecter des informations économiques, sociodémographiques et professionnelles des mères ou de leur conjoint. L'annexe 1 présente l'essentiel des variables retenues dans cette analyse. Toutes ces variables viennent du questionnaire individuel femme. Celui de l'EDSN-1998 a concerné 7577 femmes éligibles enquêtées, et celui de l'EDSN-MICS 9223.

❖ Variable dépendante :

Dans ce modèle, la variable dépendante est représentée par la survenue du décès d'un enfant de moins de cinq dans le ménage enquêté. C'est une variable qualitative qui prend la valeur 1 lorsqu'un décès au moins, a été enregistré dans le ménage et 0 sinon.

❖ Les variables explicatives sont représentées par :

- ✓ le niveau du bien-être du ménage capté de deux façons : D'abord à travers les classes de cinq quintiles du bien-être et ensuite par la valeur de l'index du bien être gradué de 0 à 4.
- ✓ la catégorie socioprofessionnelle du chef de ménage,
- ✓ région qui tient compte des huit régions du pays,
- ✓ l'âge de la mère
- ✓ le statut matrimonial du chef de ménage,
- ✓ le lieu de résidence,
- ✓ le genre pour discriminer entre les chefs de ménage homme et femme,
- ✓ le niveau d'éducation de la femme.

5.2 Echantillonnage

L'échantillon cible de l'EDSN-II 1998 était de 7 000 femmes en âge de procréer (15 à 49 ans) et de 3 500 hommes âgés de 15 à 59 ans. Par contre avec l'EDSN-MICS 2006, 8 418 ménages ont été sélectionnés et, parmi eux, 7 824 ménages ont été identifiés. Parmi ces dernières, 7 660 ont pu être enquêtés avec succès, soit un taux de réponse de 98 %. Néanmoins malgré ces différences, les taux de réponses restent sensiblement les mêmes pour ces deux enquêtes.

6. Résultats et discussions

L'exploitation de la base des données de l'EDSN 1998 et de l'EDSN-MICS 2006 a permis l'élaboration des statistiques ci-dessous en matière d'inégalité de santé et de revenu au niveau national et régional. Le tableau 3 présente les indicateurs d'inégalité de revenu au niveau national.

6.1. Les indices de base

Tableau 3 - Evolution d'indicateur d'inégalité de revenu au niveau national

	1998		2006	
	Coefficient	Ecart-type	Coefficient	Ecart-type
Indice de Gini	0,2242	0,0041	0,517	0,2538
Indice d'Atkinson (0.5)	0,0456	0,0015	0,1641	0,0041
Indice de Theil	0,088	0,0032	0,2963	0,0073

Source : Calcul de l'auteur-données : EDSN-1998, EDSN-MICS 2006.

Les résultats de l'indice de Gini montrent que l'inégalité a augmenté de manière générale en passant de 0,224 en 1998 à 0,517 en 2006. Ce résultat peut être confirmé par celui de l'indice d'Atkinson de 1998 à 2006. Les résultats de l'indice de Theil entre 1998 et 2006 confirment également l'augmentation de cette inégalité. En effet cet indice est passé de 0,088 en 1998 à 0,2963 en 2006.

L'annexe 2 présente la répartition des trois indices d'inégalité de revenu par région. Les indices de Gini illustrent qu'en 1998, les régions de Tahoua/Agadez et Zinder/Diffa ont les indices d'inégalité de revenu les plus élevés avec respectivement 0,24 et 0,22. Par contre, les régions de Tillabéry et de Dosso ont enregistré les plus faibles inégalités avec respectivement des indices de 0,2037 et 0,17. Les indices d'EDSN-MICS 2006 par contre montrent que ce sont les régions d'Agadez et de Dosso qui sont les plus inégalitaires pendant que Tahoua et Maradi ont les indices les plus faibles. Dans l'ensemble, les indices d'Atkinson entre ces deux périodes confirment tous ces résultats.

6.2. Résultats des modèles économétriques

Dans le modèle 1.1 et modèle 1.2, la variable bien être est prise en compte à travers les cinq quintiles représentant le niveau du revenu du chef de ménage. Dans le modèle 2.1 et modèle 2.2, le bien être est pris en compte à travers une grandeur ordinale appelée index du bien-être.

A cause de la forte corrélation entre statut professionnel et quintile dans l'enquête EDSN-1998, on a préféré estimer cette équation en utilisant alternativement les variables quintile et statut socioprofessionnel. Malgré ceci, l'analyse des résultats du modèle 1.1(A), (annexe 3) montre bien que l'explication de la mortalité infanto juvénile à travers les quintiles de bien-être a abouti à des résultats significativement intéressants. En effet, ces résultats vérifient que lorsqu'on passe d'une classe inférieure à une classe supérieure de revenu, la mortalité infanto juvénile diminue. La valeur des *odds ratio* toujours au modèle 1.1 (A) conforte ces résultats.

En effet, la valeur des *odds ratios* associés aux quintiles de revenu permet en outre de mieux percevoir l'ampleur des inégalités sociales de santé au Niger car le risque de décès du quatrième quintile est environ 2,18 fois moins élevé que le risque de décès du premier quintile. Concernant la variable région ; le risque de décès dans les régions les plus égalitaires (Dosso, Tillabéry) est significativement inférieur au risque de décès des autres régions (Maradi, Tahoua/Agadez, Zinder/Diffa). Ces résultats sont confirmés par ceux de l'*odds ratio* de la région de Maradi et du groupe Diffa/Zinder qui, dépassent largement les probabilités de décès enregistrées dans les autres régions du pays.

Parmi les variables d'intérêt, on a, l'âge de la femme, le niveau d'instruction de la femme, le milieu de résidence et le statut matrimonial. Dans l'ensemble, ces variables d'intérêt ont aussi significativement contribué à l'explication de cette mortalité dans ce modèle 1.1.

La variable niveau d'instruction indique que plus le niveau d'instruction de la femme augmente plus la probabilité de décès diminue. Ceci est bien traduit par les résultats de l'*odds ratio* qui montrent que la probabilité de décès lorsque la femme est non instruite est 2,41 fois plus élevé que lorsque qu'elle a un niveau du secondaire. Le milieu de résidence présente une corrélation négative avec la mortalité infanto juvénile. Il apparaît que cette mortalité est moins élevée en milieu urbain qu'en milieu rural.

L'estimation du modèle 1.2(A), en annexe 4 (EDSN-MICS 2006) a permis de confirmer certains résultats du modèle 1.1(A) obtenus avec certaines principales variables explicatives (niveau du bien-être, situation socioprofessionnelle, région) et certaines variables d'intérêts (groupe d'âge, niveau d'instruction, statut matrimonial).

L'estimation du modèle 1.2(B) montre que certaines modalités de la variable statut socioprofessionnel se sont avérées statistiquement significatives. Ainsi, la probabilité de décès dans un ménage salarié est plus faible que celle trouvée dans un ménage agricole. Ces résultats très favorables aux travailleurs salariés de l'Etat peuvent s'expliquer en matière de réduction de la mortalité infanto juvénile du fait de

l'accessibilité aux soins de santé du ménage et de la stabilité de revenu du chef de ménage voire la sécurité sociale ou l'assurance maladie pour certains.

Les résultats des modalités de la variable niveau d'instruction de la femme sont concordants et confortent ceux trouvés avec le modèle 1.1. En effet, ces résultats nous permettent de conclure qu'une lutte dans la réduction du taux de la mortalité infanto juvénile passe par une action conséquente dans l'amélioration du niveau d'instruction de la femme. Mieux, ces résultats illustrent l'effort entrepris entre la période 1998 et 2006 en matière d'instruction du fait que la relation entre le niveau d'instruction et la mortalité infanto juvénile est passée d'une corrélation positive (EDSN-1998) à une corrélation négative. Ce qui est encourageant pour la politique gouvernementale en matière d'instruction. En effet, entre ces deux périodes, le nombre de femmes non instruites a diminué (passant de 80% à 77%) et celui de femmes ayant le niveau primaire (respectivement secondaire et supérieur) a augmenté.

L'annexe 5 présente les résultats de l'estimation du modèle 2.1 avec la base de données EDSN-1998. La particularité du modèle 2.1 est le remplacement des cinq quintiles du bien être par un seul index mesurant le niveau du bien-être. Pour les résultats de ce modèle, il est à remarquer que cette variable présente une corrélation positive avec la mortalité infanto juvénile. Ce résultat n'est pas en adéquation avec l'hypothèse qui soutient une réduction de cette mortalité avec l'augmentation du revenu. Ceci nous permet de justifier globalement que la diminution du taux de la mortalité infanto juvénile observée au Niger entre l'EDSN-1998 et l'EDSN-MICS 2006 n'est pas réellement due à une amélioration conséquente du revenu ou du bien être des ménages, mais, ceci est plutôt la résultante de plusieurs causes (amélioration et augmentation de l'offre des soins en milieu rural, augmentation du niveau moyen d'instruction des femmes et la réussite des campagnes de sensibilisation et de prise en charge de certaines maladies) qui agissent sur la réduction de cette mortalité.

Par contre, les résultats des modalités de la variable statut socioprofessionnel (salariés, commerçants, agriculteurs, travailleurs manuel indépendants et autres) et région (Agadez/Tahoua, Diffa/Zinder, Dosso, Maradi, Tillabery, Niamey) sont identiques à ceux du modèle 1.1. Les résultats des modalités des variables auxiliaires groupe d'âge, niveau d'instruction ainsi que le milieu de résidence ne présentent pas de différences majeures par rapport à ceux du modèle 1.1.

L'analyse des résultats du modèle 2.2 avec la base de données EDSN-MICS 2006 nous confirme beaucoup de résultats connus précédemment (annexe 5). Ainsi, la non significativité du coefficient de la variable index du bien être traduit effectivement que la réduction du taux de mortalité infanto juvénile de 1998 à 2006 n'a pas été significativement obtenu du fait de l'amélioration du revenu des chefs de ménage. Les différentes modalités de la catégorie socioprofessionnelle comme au modèle 1.1 ne sont pas aussi significatives, en dehors de la modalité agriculteurs, qui malheureusement présente un signe de corrélation positive.

Les résultats des différentes régions du pays sont aussi identiques à ceux du modèle 1.1 avec cette fois en tête les régions de Zinder et Maradi avec des coefficients marginaux de mortalité infanto juvénile les plus élevés respectivement (1,143 et 1,013) par rapport aux autres régions du pays. Ceci traduit la réalité qu'en intervalle de huit ans, la disparité socio géographique de la mortalité infanto juvénile au Niger demeure une réalité évidente comme le confirment les probabilités de décès à travers les *odds ratios* de Zinder et Maradi.

7. Conclusion

L'analyse des indicateurs d'inégalité de revenu a montré qu'aussi bien au niveau national que régional en passant de l'EDS 1998 à l'EDSN-MICS 2006, l'inégalité de revenu a augmenté au Niger.

L'analyse économétrique des résultats de la relation entre la mortalité infanto juvénile et l'inégalité de revenu au Niger a permis d'apprécier ces résultats sous l'angle d'une situation statique (les deux années de référence de l'enquête EDSN au Niger) et sous l'optique d'une situation dynamique en comparant les résultats de l'EDSN-1998 à ceux de l'EDSN-MICS 2006.

En passant de l'EDSN-1998 à l'EDSN-MICS 2006, on a noté une diminution remarquable de la mortalité infanto juvénile au Niger (tableau 1). Néanmoins, vu les résultats évoqués précédemment, on peut dire que cette baisse de la mortalité infanto juvénile est surtout liée à l'impact d'autres facteurs qui ont eu plus d'effets dans cette baisse qu'à l'amélioration du revenu de la population en générale.

Cette même analyse avec la variable statut socioprofessionnel nous permet de conclure qu'en 1998, les modalités de cette variables n'ont eu aucun impact significatif dans la réduction de la mortalité infanto juvénile. Mais, en 2006 ; les mêmes modalités ont expliqué significativement la baisse de cette mortalité surtout pour la catégorie des salariés.

Quand à la variable appartenance à une région spécifique du pays, il est apparu qu'en passant de l'EDSN-1998 à l'EDSN-MICS 2006 ; une corrélation positive entre cette mortalité et les différentes régions du pays avec en tête les régions de Maradi (en 1998) et Zinder (en 2006).

Ces résultats d'une importance capitale indiquent clairement que pour réduire cette mortalité :

- l'Etat du Niger a l'obligation de réussir sa politique de réduction des inégalités sociales en terme de revenu.
- l'Etat doit aussi prendre des décisions courageuses en faveur de certaines classes socio professionnelles qui enregistrent des taux de mortalité infanto juvénile record par rapport à d'autres classes,
- il doit mener des politiques spécifiques et plus soutenues dans les régions qui détiennent pendant plus d'une décennie les taux les plus élevés de cette mortalité.

Références bibliographiques

- Amadou. O (2006), « Analyse économique de l'organisation et du financement des soins hospitaliers au Niger ». *Thèse de Doctorat Unique*, Université de Ouagadougou, juillet 2006.
- Cabinet du Premier Ministre (2006), *Stratégie de Réduction de la Pauvreté et de Développement 2007-2011*, décembre, République du Niger.
- Case A., Lubotsky D., Paxson C. (2002), "Economic Status and Health in Childhood : The Origins of the Gradient", *The American Economic Review*, 92, 5 : 1308-34.
- Deaton A. (2001), « Health, Inequality and Economic Development », *NBER Working Paper* 8318.
- Diez-Roux A.V. (2000), "Multilevel Analysis in Public Health Research", *Annual Review of Public Health*, 21 : 171-92.
- Erllich I., Chuma H. (1990), "A model of the demand for longevity and the value of the life extension", *Journal of Political Economy*, 98 : 761-782.
- Gravelle H. (1996), "How much of the relation between population mortality and unequal distribution of income is a statistical artefact", *British Medical Journal*, 316 : 382-385.
- Grossman M. (1972). "On The Concept of Health Capital and The Demand for Health". *Journal of Political Economy*, Vol. 80, n°2, p. 223-255.
- Institut National de la Statistique (1992) : *Enquête Démographique et de Santé 1992*. République du Niger.
- Institut National de la Statistique (1998) : *Enquête Démographique et de Santé 1998*. République du Niger.
- Institut National de la Statistique (2006) : *Enquête Démographique et de Santé et à indicateurs multiples 2006*. République du Niger.
- Institut National de la Statistique (2005), *Questionnaire Unique d'Indicateurs des Besoins de Base (QUIBB 2005)*. République du Niger.
- Institut National de la Statistique (2008), *Tendances, profil et déterminants de la pauvreté au Niger : 2005-2008*, Edition 2008. République du Niger.
- Institut National de la Statistique (2008), *Enquête Nationale Budget Consommation (ENBC, 2007/2008)*. République du Niger.
- Jusot F. (2003), « Revenu et Mortalité : Analyse économique des inégalités sociales de santé en France », *Thèse de doctorat de l'EHESS*, décembre.
- Jusot F (2004), « Mortalité et inégalités de revenu en France », *Working paper N° 2004 32*, DELTA , CNRS, ENS. Paris.
- Hildebrand. V (2004), "Income Inequality and Self-Rated Health Status: Evidence from the European Community Household Panel Survey", *Working paper* Department of Economics, Glendon College, York University, Canada.
- Kaplan G.A., Pamuk E.R., Lynch J.W., Cohen R.D., Balfour J.L. (1996), "Inequality in income and mortality in the United States: analysis of mortality and potential pathways", *British Medical Journal*, 312 : 999-1003.
- Kawachi I., Kennedy B.P., Wilkinson R.G. (1999), "Crime: social disorganization and relative deprivation", *Social Science and Medicine*, 48, 6 : 719-731.
- Kawachi I. (2000), "Income Inequality and Health", *Social Epidemiology*, eds Berkman L.F. et Kawachi I., Oxford University Press.

- Kawachi I., Berkman L. (2000), "Social Cohesion, Social Capital, and Health", *Social Epidemiology*, eds Berkman L.F. et Kawachi I., Oxford University Press.
- Kawachi I., Berkman L. (2003), *Neighborhoods and health*, Oxford University Press.
- Kawachi I., Kennedy B.P. (1997), "The Relationship of Income Inequality to Mortality: Does the Choice of Indicator Matter ?", *Social Science and Medicine*, 45, 7 : 1121-27.
- Kawachi I., Kennedy B.P., Lochner K., Prothrow-Stith D. (1997), "Social Capital, Income Inequality, and Mortality", *American Journal of Public Health*, 87, 9 : 1491-98.
- Legrand J.L. (1987), "Inequalities in Health. Some International Comparisons", *European Economic Review*, 31 : 182-191.
- Macintyre S., Ellaway A. (2000), "Ecological Approaches: Rediscovering the Role of the Physical and Social Environment", *Social Epidemiology*, eds Berkman L.F. et Kawachi I., Oxford University Press.
- Mellor J., Milyo J. (1998), "Income Inequality and Health Status in the United States: Evidence from the Current Population Survey", Tufts University, Economics Department, WP 98-15.
- Preston SH (1975), "The changing relation between mortality and level of economic development", *Population Studies*, 1975, 29 : 231-248.
- Putnam R.D. (1995), "Bowling alone: America's declining social capital", *Journal of Democracy*, 6 : 65-78.
- Rodgers G.B. (1979), "Income and inequality as determinants of mortality: an international cross-section analysis", *Population Studies*, 33 : 343-51.
- Smith J.P., Kington R. (1997), "Demographic and Economic Correlates of Health in Old age", *Demography*, 34, 1 : 159-170.
- Subramanian S.V., Blakely T., Kawachi I. (2003), "Income Inequality as a Public Health Concern: Where do we stand?", *Health Services Research*, 38, 1 : 153-167.
- Theil, H. (1967). *Economics and Information Theory*. Amsterdam: North Holland.
- Wagstaff A., van Doorslaer E. (2000), "Income Inequality and Health: What Does the Literature Tell Us ?", *Annual Review of Public Health*, 21 : 543-67.
- Banque Mondiale (1999), "Health, Nutrition and Population" *Technical Series*. Washington, DC.
- Wilkinson R.G. (1992), "Income distribution and life expectancy", *British Medical Journal*, 304 : 165-68.
- Wilkinson R.G. (1996), *Unhealthy Societies: the Afflictions of Inequality*, Routledge, London.
- Wilkinson R.G. (1997), "Income, Inequality and Social Cohesion", *American Journal of Public Health*, 87, 9 : 953-957.

Annexe 1: Description des variables dans les deux bases

Dimensions	Sources
Variable dépendante: Enfant moins de cinq ans <i>Décès prend la valeur 1 et 0 sinon</i>	EDSN-1998 et EDSN-MICS 2006
Variabiles indépendantes	EDSN-1998 et
<i>1ère mesure: les cinq quintiles du bien être</i>	EDSN-MICS 2006
<i>2ème mesure: Index du bien être</i>	
Statut socioprofessionnel du chef de ménage <i>Salariés, Commerçants, agriculteurs, travailleurs manuel indépendants, autres</i>	EDSN-1998 et EDSN-MICS 2006
Appartenance à une région spécifique <i>Agadez, Diffa, Dosso, Maradi, Tahoua Tillabery, Zinder, Niamey</i>	EDSN-1998 et EDSN-MICS 2006
Situation matrimoniale <i>Célibataire, Marié, Veuf ou Divorcé</i>	EDSN-1998 et EDSN-MICS 2006
Niveau d'instruction de la femme <i>Non instruit, primaire, secondaire, supérieur</i>	EDSN-1998 et EDSN-MICS 2006
groupe d'âge de la mère <i>âge1 (moins de 20 ans), âge2 (20-34 ans), âge3 (35- 44 ans), âge4 (plus de 45 ans)</i>	EDSN-1998 et EDSN-MICS 2006
Milieu de résidence du chef de ménage <i>Urbain, rural</i>	EDSN-1998 et EDSN-MICS 2006
genre du chef de ménage <i>Masculin , féminin</i>	EDSN-1998 et EDSN-MICS 2006

Annexe 2: indice de Gini et d' Atkinson par région

		EDSN-1998						
		Niamey	Dosso	Maradi	Tahoua/Agadez	Tillaberi	Zinder/Diffa	
	Gini	0,22	0,17	0,22	0,24	0,20	0,22	
Atkinson	A (0.5)	0,04	0,03	0,05	0,05	0,04	0,05	
	A(1)	0,08	0,05	0,09	0,10	0,08	0,10	
	A(2)	0,17	0,10	0,20	0,20	0,18	0,21	
		EDSN-MICS 2006						
		Niamey	Dosso	Maradi	Tahoua	Agadez	Tillaberi	Zinder/Diffa
	Gini	0,43	0,49	0,39	0,41	0,53	0,41	0,43
Atkinson	A(0.5)	0,15	0,21	0,12	0,14	0,27	0,14	0,16
	A(1)	0,26	0,34	0,22	0,24	0,40	0,26	0,27
	A(2)	0,42	0,49	0,35	0,39	0,55	0,44	0,43

Source : Calcul de l'auteur, données EDSN 1998- EDSN-MICS-III, 2006

Annexe 3: Résultats⁷ des estimations du 1er modèle EDSN-1998

EDSN-1998						
Caractéristiques	Modèle 1.1 (A)			Modèle 1.1 (B)		
	Coefficient	OR	Z-Statistic	Coefficient	OR	Z-Statistic
quintile 1	-1,096***	0,334***	-8,96			
quintile 2	-0,963***	0,381***	-7,99			
quintile 3	-0,677***	0,507***	-7,04			
quintile 4	-0,315***	0,729***	-4,04			
quintile 5	----	----	---			
Salarié				-0,656	0,518	-0,69
Commerçant				0,389	1,476	0,54
Agriculteur				0,615	1,849	0,85
Manuel indépendant				0,413	1,511	0,57
Autres				0,082	1,08	0,11
Age1 (moins de 20 ans)	-2,829***	0,059***	-21,89	-2,634***	0,071***	-20,74
Age2 (20-34 ans)	-1,123***	0,325***	-8,97	-0,921***	0,398***	-7,46
Age3 (35- 44 ans)	-0,109	0,895	-0,84	-0,0005	0,999	0
Age4 (45-et plus)	---	----	----	----	----	----
Célibataire	-3,32***	0,035***	-7,73	----	----	----
Marié	0,142	1,152	1,09	3,235***	25,424***	7,56
Divorcé-Veuf	----	----	----	3,095***	22,104***	6,99
Résidence	-0,276***	0,758**	-2,97	-0,548***	0,577**	-6,1
Genre	0,345***	1,412***	3,3	0,282***	1,326***	2,72
Non-instruit	0,264***	1,302***	2,68	0,319***	1,376***	3,26
Primaire	----	----	----	----	----	----
Secondsup	-0,601**	0,54***	-3,26	-0,682***	0,505***	-3,73
Agadez/Tahoua	0,210**	1,234**	2,08	0,299**	1,349**	2,26
Diffa/Zinder	0,258**	1,295**	2,49	0,403***	1,496***	3,08
Dosso	----	----	----	0,007	1,007	0,05
Maradi	0,680***	1,974***	7,04	0,725***	2,065***	5,64
Tillabéry	0,107	1,112	1,07	0,166	1,181	1,27
Niamey	0,043	0,957	-0,32	----	----	----
Constante	1,193***			-3,030***		
Log likelihood	-3591,156			-3635,339		
Nombre d'Observation	7577			7577		
LR chi2 (23)	3286,61			3198,24		
Pseudo R ²	0,3139			0,3055		

Seuils de significativité: * 10%, ** 5%, *** 1%

⁷ La variable dépendante pour les estimations des annexes 4, 5 est la variable qualitative décès des enfants de moins de cinq ans observé dans le ménage. Elle prend la valeur 1 si décès observé et 0 sinon.

Annexe 4 : Résultats des estimations du 1^{er} modèle EDSN-MICS 2006

EDSN-MICS-2006						
	Modèle 1.2 (A)			Modèle 1.2 (B)		
Caractéristique	Coefficient	OR	Z-Statistic	Coefficient	OR	Z-Statistic
quintile 1	-0,179**	0,835**	-2,05			
quintile 2	----	----	----			
quintile 3	0,081	1,084	0,9			
quintile 4	0,003	1,003	0,04			
quintile 5	-0,319***	0,726***	-2,88			
Salarié				-0,486***	0,614***	-2,95
Commerçant				0,035	1,036	0,34
Agriculteur				0,270***	1,310***	2,73
Manuel indépendant				0,011	1,011	0,11
Autres				----	----	----
Age1 (moins	-1,419***	0,241***	-10,25	-1,395***	0,247***	-10,08
Age2 (20-34	1,047***	2,849***	13,91	1,041***	2,834***	13,85
Age3 (35- 44	2,043***	7,717***	24,75	2,040***	7,695***	24,69
Age4 (45-et	2,276***	9,743***	20,47	2,276***	9,745***	20,36
Célibataire	---	----	----	---	---	----
Marié	3,390***	29,684***	7,46	3,357***	28,726***	7,29
Divorcé-Veu	3,005***	20,188***	6,44	2,981***	19,704***	6,31
Résidence	-0,274***	0,760***	-2,72	-0,347***	0,706***	-4,35
Genre	0,045	1,046	0,61	0,024	1,025	0,33
Non-instruit	0,201**	1,223	2,34	0,182**	1,20**	2,11
Primaire	----	----	----	----	----	----
Secondsup	-1,092***	0,335***	-7,24	-0,954***	0,384***	-6,17
Agadez	0,06	1,062	0,45	----	----	----
Diffa	----	----	----	-0,035	0,965	-0,26
Dosso	0,862***	2,370***	7,62	0,802***	2,230***	6,59
Maradi	1,133***	3,107***	9,84	1,019***	2,771***	8,22
Tahoua	0,575***	1,778***	5,11	0,498***	1,645***	4,13
Tillabery	0,537***	1,711***	4,72	0,430***	1,538***	3,45
Zinder	1,219***	3,385***	10,11	1,144***	3,142***	9,05
Niamey	0,656***	1,927***	4,86	0,571***	1,771***	4,55
Constante	-5,264***			-5,315***		
Log likelihood	-4440,9438			-4435,3139		
Nombre d'OI	9223			9223		
LR chi2 (26)	3416,42			3427,68		
Pseudo R ²	0,2778			0,2787		

Seuils de significativité: * 10%, ** 5%, *** 1%

Annexe 5 : Résultats des estimations du 2^{ème} modèle EDSN-1998

	EDSN-1998			EDSN-MICS-2006		
	Modèle 2.1			Modèle 2.2		
Caractéristiques	Coef.	OR	Z-Stat.	Coef.	OR	Z-Stat.
Index du bien être	0,277***	1,320***	9,7	0,0172	1,017	0,72
Salarié	-0,396	0,672	-0,42	----	----	----
Commerçant	0,502	1,653	0,7	0,524***	1,690***	3,35
Agriculteur	0,646	1,907	0,9	0,764***	2,146***	4,89
Manuel indépendant	0,55	1,734	0,76	0,503***	1,655***	3,26
Autres	0,301	1,351	0,42	0,491***	1,634***	2,98
Age1 (moins de 20 ans)	-2,819***	0,596***	-21,77	-1,397***	0,247***	-10,09
Age2 (20-34 ans)	-1,108***	0,330***	-8,83	1,042***	2,837***	13,86
Age3 (35- 44 ans)	-0,098	0,906	-0,75	2,042***	7,712***	24,7
Age4 (45-et plus)	----	----	----	2,27***	9,751***	20,36
Célibataire	-3,092***	0,045***	-6,97	----	----	----
Marié	0,133	1,142	1,02	3,356***	28,680***	7,28
Divorcé-Veuf	----	----	----	2,978***	19,649***	6,3
Résidence	-0,200**	0,818**	-2,06	-0,382***	0,682***	-4,11
Genre	0,343***	1,409***	3,28	0,0187	1,018	0,25
Non-instruit	0,724***	2,064***	4,18	0,187**	1,206***	2,17
Primaire	0,495***	1,640***	2,68	----	----	----
Secondsup	----	----	---	-0,953***	0,385***	-6,16
Agadez/Tahoua	0,223*	1,250*	1,67	----	----	----
Diffa/Zinder	0,269**	1,309**	2,04	-0,041***	0,959	-0,31
Dosso	0,007	0,991	-0,06	0,801***	2,228***	6,58
Maradi	0,689***	1,993***	5,32	1,013***	2,756***	8,17
Tillabéry	0,103	1,108	0,78	0,498***	1,646***	4,13
Niamey	----	----	----	0,427***	1,532***	3,42
				1,143***	3,139***	9,05
				0,570***	1,768***	4,53
Constante	-1,043			-5,850***		
Log likelihood	-3587,4			-4435,1		
Nombre d'Observation	7577			9223		
LR chi2 (23)	3294,2			3428,21		
Pseudo R ²	0,3147			0,2788		
Seuils de significativité: * 10%, ** 5%, *** 1%						