



CRDI photo: N. McKee

RESEAU DE RECHERCHE SUR LES
**POLITIQUES
ÉCONOMIQUES
& LA PAUVRETÉ**

**PMMA
Cahier de recherche
2009-03**

**Pauvreté multidimensionnelle et
politiques sociales au Bénin**

Cosme Vodounou

Août 2009

Cosme Vodounou (Bénin, Cotonou)
vodounoc@yahoo.fr
vodounoc@insae-bj.org

Résumé

Les relations entre les variables sociodémographiques et la pauvreté ont été étudiées à partir des données issues du recensement général de la population et de l'habitation de 2002 avec un modèle de régression fondé sur les caractéristiques d'habitation et les conditions de vie des ménages ordinaires. L'analyse des résultats a mis en évidence l'effet différentiel des variables socio-démographiques et communautaires selon la strate géographique et suggère des politiques sociales différenciées selon le département ou la commune. Les simulations de politiques montrent qu'une réduction de 50% de la proportion de la population n'ayant pas accès à l'eau potable au niveau national (hypothèse OMD) se traduit par une réduction de l'incidence de la pauvreté de 21,5% dans les arrondissements ciblés, et de 27% dans les arrondissements non ciblés. En ce qui concerne le capital humain, la politique d'éducation ne permettra pas l'atteinte de l'OMD sur l'universalité de l'enseignement dans le primaire en 2015.

Mots clés : indice composite de niveau de vie ; modèle de cycle de vie ; simulations de politiques sociales ; éducation ; eau potable

Classification JEL: C13, C15, D91,

Abstract

We studied the empirical relationship between sociodemographic variables and poverty based on the 2002 census data using the regression model, inspired by the life cycle model in which the dependent variable is a composite index of living conditions based on the lodging characteristics and living conditions of ordinary households. The analysis of the results highlights the differential effect of sociodemographic and community variables by geographic stratum and suggests social policies varying according to the department and the commune. Policy simulations show that a reduction of 50% in the proportion of the population without any access to clean water (MDG hypothesis) leads to a decline in the incidence of poverty by 21.5% in targeted districts as opposed to 27% in the non targeted districts. With respect to human capital, education policies, will not allow the achievement of the millennium development goal (MDG) of universal primary education by 2015.

Keywords: composite index of living conditions; life cycle model; simulations of social politics; education sector; drinking water

JEL classification: C13, C15, D91

Nous reconnaissons avec gratitude le soutien financier et scientifique du Réseau de recherche sur les politiques économiques et la pauvreté (PEP), qui est financé par l'Agence australienne pour le développement international (AusAID), et par le gouvernement du Canada à travers le Centre de recherche pour le développement international (CRDI) et l'Agence canadienne de développement international (ACDI)

Introduction

Les stratégies de réduction de la pauvreté alimentent les débats sur le développement, tant au niveau national que dans les forums internationaux. Elles s'appuient sur des diagnostics de la pauvreté qui reposent le plus souvent sur l'aspect monétaire, objet de nombreux travaux qui se sont intéressés à la détermination de la ligne de pauvreté (Ravallion, 1994, 1996) et au calcul des indices de pauvreté (Foster *et al.*, 1984 ; Davidson et Duclos, 1998). L'indicateur de niveau de vie utilisé est fondé sur le revenu ou les dépenses de consommation. Plusieurs autres indicateurs de niveau de vie sont utilisés dans cette perspective : dépenses par équivalent-adulte, part des dépenses alimentaires dans la dépense totale.

Les différents travaux réalisés au Bénin ont mis en évidence les relations entre la pauvreté et les variables sociodémographiques : sexe et âge du chef de ménage, taille du ménage, niveau d'instruction du chef de ménage. Le sens des relations obtenues varie selon la variable considérée. Avec le niveau d'instruction, la relation est négative : plus le chef de ménage est instruit moins il court le risque de devenir pauvre [ECVR2, ELAM9]. La relation entre le sexe du chef de ménage et la pauvreté est mitigée ; selon les résultats de l'enquête sur les conditions de vie en milieu rural (ECVR2), le sexe du chef de ménage n'a pas d'effet significatif sur la pauvreté au niveau national.

Les résultats font ressortir cependant une féminisation très marquée du phénomène dans le département de l'Ouémé et une prédominance de l'incidence de pauvreté masculine dans les départements de l'Atacora et de la Donga. S'agissant de la taille, la relation est positive : la grande taille est une caractéristique des ménages pauvres. Enfin avec l'âge, la relation est positive en milieu rural (ECVR2) et prend la forme en U en milieu urbain : les chefs de ménage plus jeunes (moins de 35 ans) et plus âgés (60 ans et plus) sont plus pauvres que ceux âgés de 35 à 59 ans [ELAM9].

Le lien entre la fécondité et la pauvreté a été aussi étudié. Il a fait l'objet de nombreuses contributions empiriques dans la littérature. Les relations trouvées sont soit positives – la fécondité augmente un peu avec le niveau de vie (Basu, 1995 ; Krisnaji, 1992 ; Lipton, 1983) –, soit négatives : à un recul de niveau de vie est associé une fécondité élevée (Schneider et Schneider, 1995) –, soit en forme de J-inversé : la fécondité croît des plus pauvres au moins pauvres puis décroît avec le niveau de vie (Lipton, 1995)¹.

¹ Voir aussi Vodounou et Ahoey (2002) pour une revue de littérature sur les justifications du sens des relations.

Des indicateurs très variés ont été utilisés tant pour le niveau de vie que pour la fécondité dans les études citées ci-avant². Dans une contribution plus récente, Schoumaker (1998) a analysé, à partir des données de l'Enquête Ménage Intérimaire réalisée en Afrique du Sud de 1993 à 1994, l'influence de l'indicateur de vie sur la relation entre pauvreté et fécondité. En utilisant neuf indicateurs de niveau de vie, il trouve que la relation varie sensiblement selon l'indicateur utilisé en milieu rural en particulier.

Malgré l'importance de ces résultats empiriques, le caractère multidimensionnel de la pauvreté est mis en avant pour montrer les limites de l'approche monétaire étant entendu qu'au centre des préoccupations figure au premier plan l'amélioration du bien-être des populations. L'indice composite de pauvreté humaine (IPH) du Programme des Nations Unies pour le Développement correspond à la pluralité du concept de pauvreté puisqu'il intègre l'accès à l'eau, le taux d'analphabétisme et l'espérance de vie à la naissance.

Dans la même perspective, un indice composite de niveau de vie fondé sur les conditions de vie et le patrimoine des ménages est construit sur la base des données d'enquêtes auprès des ménages à l'aide d'une méthode d'analyse multivariée de type analyse en composantes principales (ACP) (Filmer et Pritchett, 2001 ; Hammer, 1998 ; Sahn et Stifel, 2001 ; Duclos, Sahn et Younger, 2002) ou d'analyse des correspondances multiples (ACM) [Vodounou et Ahoey (2002)]. Avec cette approche, le premier facteur de variance maximale est retenu pour catégoriser les ménages en groupes socio-économiques.

Cette étude vise un triple objectif. En premier lieu, revoir les différentes relations entre la pauvreté et les variables socio-démographiques afin d'établir un profil de pauvreté non monétaire sur la base des données de recensement en considérant un indice composite de niveau de vie fondé sur les caractéristiques de l'habitation des ménages. En second lieu établir une carte de pauvreté en exploitant la propriété de décomposabilité des indices FGT. En troisième lieu, analyser l'impact de politiques économiques et sociales en simulant les interventions publiques dans les secteurs de l'éducation et de l'eau.

Outre l'introduction, l'étude comprend quatre sections. La première présente le modèle de régression et ses implications sur les indices de pauvreté et les mesures d'impact. La section 2 est consacrée aux données utilisées, à l'analyse des résultats de régression et au profil de pauvreté en mettant l'accent sur l'éducation et l'eau. Elle fait une analyse différentielle des variables socio-démographiques par rapport au niveau de vie des ménages et dresse le profil de pauvreté ; on y présente aussi la carte de pauvreté et ses implications en termes de ciblage géographique des interventions dans une perspective d'appui à la décentralisation.

² Voir Schoumaker et Tabutin (1999) pour une littérature plus complète.

Dans la section 3, on simule l'impact des interventions dans les secteurs de l'éducation, de la santé et de l'eau. Enfin, la conclusion est présentée dans la section 4.

1- Modèle et implications

1.1 Modèle

C'est le modèle de consommation proposé par Elbers, Lanjouw et Lanjouw (2002) qui inspire le nôtre, exposé ci-après :

$$\begin{aligned} y_{ch} &= X_{ch}^T \beta + u_{ch} \\ u_{ch} &= \eta_c + \varepsilon_{ch} \end{aligned} \quad (1.1)$$

Dans le système d'équations (1.1), y_{ch} représente le logarithme de l'indice composite de niveau de vie traduit du ménage h de la strate c , X_{ch} est le vecteur des caractéristiques individuelles du ménage h de la strate c et des caractéristiques socio-communautaires de la strate c et u_{ch} , le résidu qui, par hypothèse est non corrélé avec les régresseurs X_{ch} . Le résidu est décomposé en deux composantes indépendantes : la composante commune η_c et la composante idiosyncratique ε_{ch} .

On fait l'hypothèse que les composantes η_c et ε_{ch} sont distribuées de façon indépendantes suivant des lois normales $N(0, \sigma_\eta^2)$ et $N(0, \sigma_\varepsilon^2)$. D'après les travaux de Elbers *et al.* (2002) la variance de la composante idiosyncratique s'exprime par la fonction logistique ci-après :

$$\sigma_\varepsilon^2 = \frac{A + B \exp\left(Z_{ch}^T \alpha\right)}{1 + \exp\left(Z_{ch}^T \alpha\right)} \quad (1.2)$$

où A , B et α sont des paramètres à estimer, et Z_{ch} est un sous-ensemble des caractéristiques individuelles X_{ch} du ménage h de la strate c et des caractéristiques socio-communautaires de la strate c .

Si $\alpha = 0$, le résidu u_{ch} est homoscédastique. Sous l'hypothèse de non corrélation des composantes η_c et ε_{ch} , la variance σ_u^2 de u_{ch} est donnée par $\sigma_u^2 = \sigma_\eta^2 + \sigma_\varepsilon^2$.

La construction de l'indice de bien-être y_{ch} fondé sur les conditions de vie et le patrimoine des ménages s'appuie sur les travaux de Filmer et Pritchett (1998, 2001), Hammer (1998), Sahn et Stifel (2001), Duclos, Sahn et Younger (2002) qui ont utilisé l'analyse en composantes principales pour déterminer les pondérations de K variables caractéristiques des conditions de vie et de patrimoine possédés par le ménage. Les variables actives de l'analyse en composantes principales sont toutes des variables dichotomiques.

Une extension de cette approche a été utilisée par Vodounou et Ahovery (2002) et Vodounou (2003a) qui ont considéré des variables de conditions de vie et de patrimoine dont le nombre de modalités est supérieur ou égal à 2. Ces auteurs ont utilisé la méthode de l'analyse des correspondances multiples sur le tableau disjonctif complet du tableau des variables retenues pour extraire les coordonnées des ménages sur le premier axe factoriel.

L'indice composite de niveau de vie A_i ainsi obtenu pour le ménage i est la moyenne arithmétique des catégories auxquelles il appartient. Cet indice s'écrit :

$$A_i = \sum_{j=1}^K \lambda_j a_{ij}$$

où les λ_j sont les pondérations des variables initiales et a_{ij} prend la valeur 1 si le ménage i appartient à la catégorie j .

1.2 Implications sur les indices de pauvreté

L'hypothèse de normalité des résidus u_{ch} dans le modèle (1.1) permet d'exprimer les indices de pauvreté de Foster *et al.* (1984) en fonction de la fonction de densité $\varphi(x)$, de la fonction de répartition $\Phi(x)$ de la loi normale centrée et réduite, des caractéristiques observables X_{ch} , du paramètre β et de la variance σ_u^2 . On a la proposition suivante.

Proposition 1 : Sous l'hypothèse de normalité des résidus u_{ch} dans le modèle (1.1), l'expression de l'indice de pauvreté P_α est donnée par :

$$P_\alpha = \int_{-\infty}^{\frac{\ln(Z) - X\beta}{\sigma_u}} \left(1 - \frac{\exp(X\beta + v\sigma_u)}{Z} \right)^\alpha \varphi(v) dv \quad (1.3)$$

avec $\alpha \geq 0$ le paramètre d'aversion pour la pauvreté.

Corollaire : Pour les valeurs particulières de $\alpha = 0, 1$ et 2 , l'incidence (P0), la profondeur (P1) et l'indice de sévérité (P2) de la pauvreté s'expriment respectivement par :

$$\begin{aligned}
P_0 &= \Phi \left(\frac{\ln(Z) - X\beta}{\sigma_u} \right) \\
P_1 &= P_0 - \frac{\exp(X\beta + \sigma_u^2/2)}{Z} \Phi \left(\frac{\ln(Z) - X\beta}{\sigma_u} - \sigma_u \right) \\
P_2 &= 2P_1 - P_0 + \frac{\exp[2(X\beta + \sigma_u^2)]}{Z^2} \Phi \left(\frac{\ln(Z) - X\beta}{\sigma_u} - 2\sigma_u \right)
\end{aligned} \tag{1.4}$$

Sur la base des observations sur un échantillon de H_c ménages de la strate c , on peut estimer les indices de pauvreté P_0 , P_1 et P_2 en fonction de X_{ch} et des estimateurs convergents du paramètre β et de la variance σ_u^2 .

1.3 Implications du modèle en terme de mesure d'impact

Les vecteurs X_{ch} et Z_{ch} contiennent entre autres, les variables d'intérêt comme l'effectif de la population ayant accès à l'eau potable et le nombre d'écoles primaires par exemple. Si β_i et α_i désignent respectivement les paramètres associés à une même variable d'intérêt $X_{i,ch}$ dans $X_{ch}^T \hat{\beta}$ et $Z_{ch}^T \hat{\alpha}$ l'impact sur les indices de pauvreté d'une politique sociale visant par exemple l'augmentation de la proportion de la population ayant accès à l'eau potable et l'augmentation du taux net de scolarisation est apprécié par les équations ci-après pour ce qui concerne l'incidence de pauvreté P_0 et l'indice de profondeur P_1 .

$$\frac{\partial P_{0,c}}{\partial X_{i,ch}} = -\varphi(\omega) \left(\frac{\beta_i}{\sigma_u} + \frac{\omega}{\sigma_u} \cdot \frac{\partial \sigma_u}{\partial X_{i,ch}} \right) \tag{1.5}$$

$$\frac{\partial P_{1,c}}{\partial X_{i,ch}} = \frac{\partial P_{0,c}}{\partial X_{i,ch}} - \frac{\exp(\gamma)}{Z} \left[\varphi(\omega - \sigma_u) \cdot \left(\frac{\partial \omega}{\partial X_{i,ch}} - \frac{\partial \sigma_u}{\partial X_{i,ch}} \right) + \Phi(\omega - \sigma_u) \cdot \frac{\partial \gamma}{\partial X_{i,ch}} \right] \tag{1.6}$$

$$\frac{\partial P_{2,c}}{\partial X_{i,ch}} = 2 \frac{\partial P_{1,c}}{\partial X_{i,ch}} - \frac{\partial P_{0,c}}{\partial X_{i,ch}} + \frac{\exp(\theta)}{Z^2} \left[\varphi(\omega - 2\sigma_u) \cdot \left(\frac{\partial \omega}{\partial X_{i,ch}} - 2 \frac{\partial \sigma_u}{\partial X_{i,ch}} \right) + \Phi(\omega - 2\sigma_u) \cdot \frac{\partial \theta}{\partial X_{i,ch}} \right] \tag{1.7}$$

Avec

$$\omega = \frac{\ln(Z) - X_c^T \beta}{\sigma_u} \qquad \frac{\partial \omega}{\partial X_{i,ch}} = \frac{\beta_i}{\sigma_u} + \frac{\omega}{\sigma_u} \cdot \frac{\partial \sigma_u}{\partial X_{i,ch}}$$

$$\gamma = X_c^T \beta + \frac{\sigma_u^2}{2} \qquad \text{et} \qquad \frac{\partial \gamma}{\partial X_{i,ch}} = \beta_i + \sigma_u \cdot \frac{\partial \sigma_u}{\partial X_{i,ch}}$$

$$\theta = 2x_c^T \beta + 2\sigma_u^2 \quad \frac{\partial \theta}{\partial x_{i,ck}} = 2\beta_i + 4\sigma_u \frac{\partial \sigma_u}{\partial x_{i,ck}}$$

$$\frac{\partial \sigma_u}{\partial x_{i,ck}} = \frac{\alpha_i (\mathbf{B} - \mathbf{A}) \exp(\mathbf{z}^T \alpha)}{2\sigma_u [1 + \exp(\mathbf{z}^T)]^2}$$

L'équation (1.5) indique que si le coefficient de la variable de politique est non nul dans la variance de la composante idiosyncratique, alors l'impact de la politique sociale envisagée sur l'incidence de pauvreté a deux composantes : la première résulte de l'effet direct sur la moyenne conditionnelle du logarithme de l'indice composite ; la seconde provient de l'effet sur la variance de la composante idiosyncratique. Il en est de même pour l'indice de profondeur et de sévérité de pauvreté [équations 1.6 et 1.7]. On s'attend à ce que le signe des membres de droite des expressions (1.5), (1.6) et (1.7) soit négatif.

1.3 Ciblage des arrondissements pauvres

Compte tenu de l'hétérogénéité des arrondissements, on peut envisager des politiques sociales ciblées en s'intéressant d'abord aux arrondissements plus pauvres. Le ciblage de ces derniers est fondé sur l'indicateur de Kakwani (1988) dont Vodounou (2003b) a étudié les propriétés asymptotiques. Cet indicateur est donné par

$$\tilde{T}_{k,P_\alpha} = \frac{\tilde{P}_{k,\alpha-1}}{\tilde{P}_{\alpha-1}} \text{ si } \alpha > 0 \quad \text{et} \quad \tilde{T}_{k,P_\alpha} = \frac{\tilde{f}_k(\mathbf{z})}{\tilde{f}(\mathbf{z})} \text{ si } \alpha = 0 ,$$

où k est l'indice de l'arrondissement (ou du groupe) ciblé, $\tilde{P}_{k,\alpha-1}$ l'indice de pauvreté du groupe k , $\tilde{P}_{\alpha-1}$ l'indice de pauvreté nationale, $\tilde{f}_k(\mathbf{z})$ la valeur au seuil de pauvreté de la fonction de densité de l'indicateur de niveau de vie (indice composite de richesse) du groupe k , et $\tilde{f}(\mathbf{z})$ celle calculée en considérant la fonction de densité de l'ensemble des groupes ou des arrondissements.

S'appuyant sur le fait que le choix des valeurs élevées de α traduit une plus grande aversion pour la pauvreté, $\alpha=3$ a été retenu pour le calcul de l'indicateur de ciblage. On suppose ainsi que les pouvoirs publics ont plus d'aversion pour la pauvreté des populations.

2. Données utilisées et résultats empiriques

2.1 Données

Les données utilisées sont issues de la base du troisième Recensement général de la population et de l'habitation (RGPH3) réalisé en 2002. Elles portent sur les 1210463 ménages ordinaires dénombrés au cours de cette opération.

Pour les besoins de l'analyse, les variables d'intérêt retenues sont :

- les conditions de vie (approvisionnement en eau de boisson, mode de cuisson le plus utilisé, mode d'éclairage, évacuation en eaux usées, évacuation des ordures, nature du toit, nature du sol, nature des murs, mode d'aisance) ;
- le capital humain (niveau d'instruction du chef de ménage) ;
- l'âge du chef de ménage (CM) ;
- la taille du ménage ;
- le milieu de résidence.

Ces variables ont permis de construire un indice composite de bien-être fondé sur l'analyse factorielle, inspiré des travaux de Filmer et Pritchett (1998, 2001), Sahn et Stifel (2001), et Vodounou (2003a).

2.2 Résultats des régressions

Pour estimer le modèle (1.1), les régressions de quantiles ont été utilisées comme approche robuste, par rapport aux valeurs extrêmes. Le tableau A2.2 présente les paramètres β estimés ainsi que leur écart-type, et le tableau A.2.3, les estimations des paramètres du modèle logistique retenu pour la variance σ_u^2 .

L'analyse des résultats suscite plusieurs commentaires. En premier lieu, on note dans tous les départements, l'effet positif significatif du nombre d'années d'étude du chef de ménage et des taux nets de scolarisation des garçons et filles de 6-14 ans dans le primaire sur la moyenne conditionnelle de l'indice composite du niveau de vie des ménages. En second lieu, l'effet du nombre d'années d'étude est plus marqué dans certains départements que dans d'autres. Ainsi dans les départements du Zou et de l'Ouémé, l'augmentation d'un an du nombre d'années d'étude du chef de ménage accroîtrait l'indice du niveau de vie respectivement de 0,06 et 0,05 ; dans les collines, l'Alibori et la Donga, l'accroissement ne serait que de 0,02. Ceci met en évidence le rôle important que joue le capital humain dans la détermination du niveau de vie du ménage.

On note aussi l'effet positif significatif de la population ayant accès à l'eau potable. Toutes choses égales par ailleurs, lorsque l'effectif de la population ayant accès à l'eau potable augmente de 250, ce qui correspond au forage d'un puits, l'indice de richesse s'accroît de 1,9% dans l'Alibori et de 7,9% dans le Zou, compte non tenu de l'effet sur la variance. L'existence de relations non linéaires entre l'indice composite de richesse et l'âge, d'une part, entre l'indice de richesse et la taille de ménage, d'autre part, met en exergue l'effet de cycle de vie pour ce qui concerne l'âge et les économies d'échelle ou non dans la consommation de biens collectifs dans le ménage.

D'une façon générale, l'effet des variables socio-démographiques et communautaires est d'ampleur variable d'un département à l'autre. Ce qui suggère, comme on le verra plus loin, l'adoption de politiques sociales différenciées, d'un département à l'autre, ou d'une commune à l'autre. Lorsqu'on tient compte de l'estimation du modèle d'hétéroscédasticité des résidus, on note que l'hypothèse d'homoscédasticité de la composante idiosyncratique est rejetée dans tous les départements. Il en est ainsi aussi pour l'hypothèse de normalité des résidus [Tableau A.2.4]. A cet égard, le résidu présente un aspect leptokurtique important à droite, notamment dans les départements de l'Alibori, de l'Atacora, des Collines, du Couffo et de la Donga.

En ce qui concerne l'impact des variables socio-démographiques, il est utile de faire remarquer que le signe de l'effet d'une variable sur la variance de la composante idiosyncratique est celui du produit de $(B-A)$ par le paramètre lié à la variable en question. Comme $B-A$ est positif quel que soit le département, on s'en tient au signe du paramètre d'intérêt. Ainsi, l'augmentation du nombre d'années d'étude du chef de ménage d'un an augmente la variance de la composante idiosyncratique dans tous les départements. L'effet des taux nets de scolarisation est négatif dans le littoral, nul dans les départements de l'Alibori et l'Atacora et positif dans les autres départements. De même, l'augmentation de la proportion de la population ayant accès à l'eau potable accroît, dans certains départements, la variance de la composante idiosyncratique, et la réduit dans d'autres.

2.3 Cartes de pauvreté et ciblage des arrondissements pauvres

2.3.1 Cartes de pauvreté

La carte de pauvreté fournit à des niveaux géographiques très fins la répartition spatiale de la pauvreté. Deux niveaux géographiques sont considérés : celui des 77 communes et celui des 546 arrondissements. La comparaison des niveaux de carte permet de faire ressortir les disparités entre régions. Pour permettre une meilleure lecture des cartes, on a retenu la couleur rouge foncée pour des valeurs élevées des indices de pauvreté. Elle devient de moins en moins foncée au fur et à mesure que diminue l'indice considéré. On adopte dans cette perspective une démarche séquentielle. On considère d'abord le premier niveau de stratification des départements qu'est la commune ; puis le second niveau de stratification de celle-ci qu'est l'arrondissement.

Comme indiqué dans la section précédente, l'aggravation du phénomène de pauvreté est plus observée dans les départements du Nord que dans ceux du sud. Cependant, dans une perspective d'intervention publique ciblant les départements en fonction de l'importance de l'écart de pauvreté (exprimé en pourcentage du seuil de pauvreté), on pourrait être amené à retenir les départements du Mono, du Plateau et du Zou au détriment de celui de la Donga. En effet, pour les trois premiers départements, l'écart de pauvreté représente entre 45,1% et 46,2% du seuil de pauvreté contre 44,5% pour la Donga. Le cas des trois départements est donc plus préoccupant que celui de la Donga lorsqu'on interprète l'écart de pauvreté comme le déficit à combler par les ménages des départements concernés pour atteindre le seuil de pauvreté. A l'inverse, dans une optique de réduction de dépense, il y aurait moins de transferts à effectuer par l'Etat en ciblant la Donga.

Lorsqu'on considère la commune comme niveau géographique d'analyse, on note que 45 circonscriptions communales sur les 77 regroupent des ménages ayant un niveau de vie faible et de façon équivalente une incidence de pauvreté supérieure à la moyenne nationale estimée à 44,5%. En termes d'effectifs, ces 45 communes regroupent 52,1% de la population et 46,7% des ménages. On note aussi que les communes extrêmement pauvres (avec au moins 55,8% de populations pauvres, soit au moins 1,26 fois l'incidence nationale) sont localisées, pour la plupart, dans les départements de l'Atacora et du Couffo. Elles sont au nombre de 15 et représentent 21,5% des pauvres (soit 560 972 individus).

A l'opposé, les communes moins pauvres dont l'incidence de pauvreté et l'indice de sévérité sont inférieurs à 35,5% et 0,09 respectivement sont localisées dans les départements de l'Ouémé, de l'Atlantique, du Littoral, du zou et du Mono. On y retrouve les grandes villes : Cotonou, Porto-Novo et Parakou. Elles comptent 3 321 090 d'individus pauvres, ce qui représente 49,5% des pauvres au niveau national. Toutes ces observations peuvent être visualisées sur la carte n° 1.

Les observations faites ci-dessus pourraient permettre à un maire de comparer le niveau de vie des ménages de sa commune à celui des autres. Elles ne lui offrent pas cependant une grille de lecture du niveau de vie des populations des arrondissements qu'ils couvrent. La carte de pauvreté réalisée à ce niveau de découpage [carte n°2] répond à cette préoccupation et montre que les arrondissements plus pauvres (qui comptent au moins 50% de pauvres) se répartissent du nord au sud. Ceux-ci sont au nombre de 229 arrondissements sur les 546 et sont localisés principalement dans les départements de l'Atacora, du Couffo, des Collines, de l'Alibori, du Borgou et de la Donga.

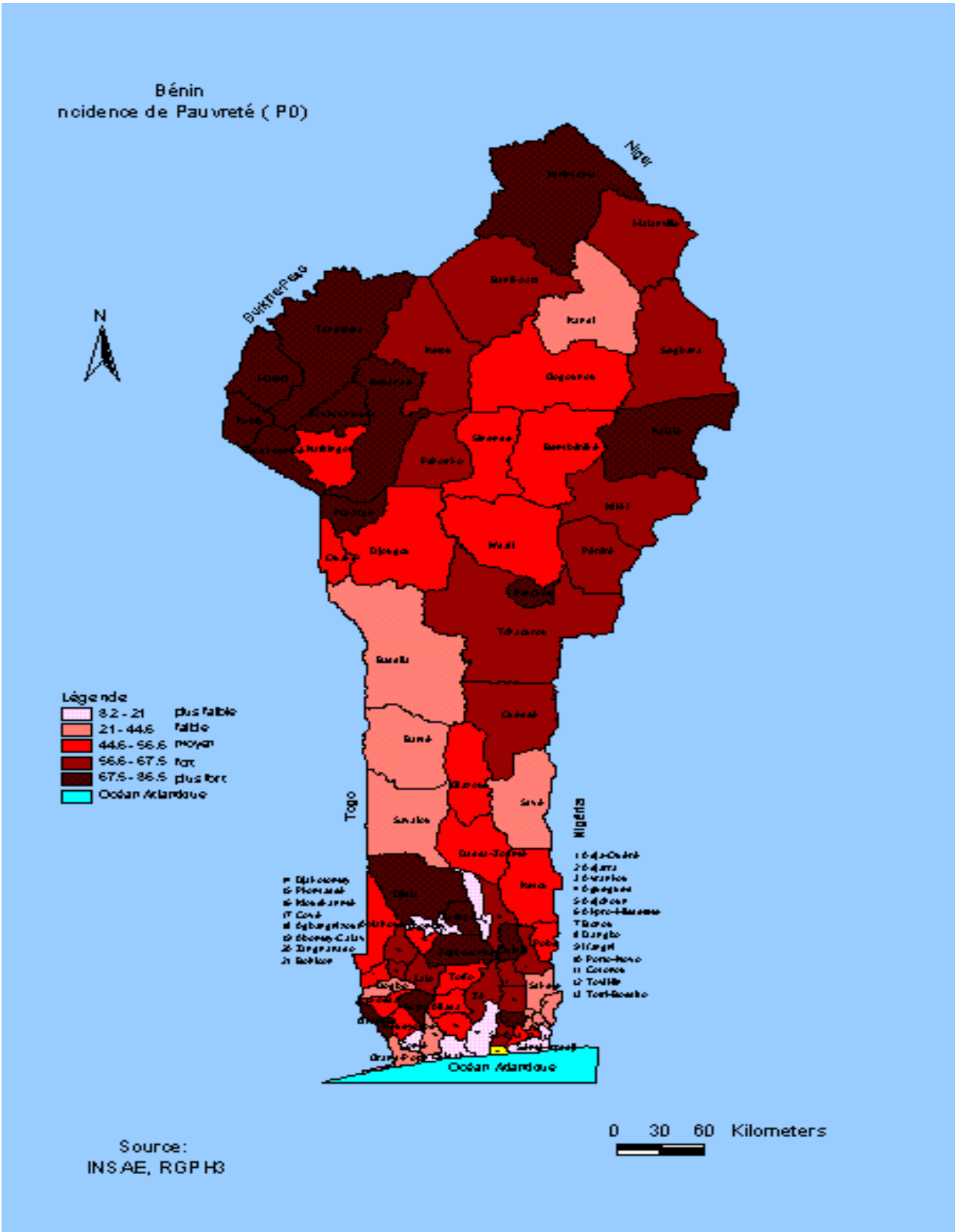
L'analyse de la carte de pauvreté, en rapport avec les données sur les taux nets de scolarisation des garçons et des filles et sur l'accès à l'eau potable, met en lumière la relation décroissante entre les indices de pauvreté et l'éducation d'une part, et l'accès à l'eau potable d'autre part. Ainsi dans les arrondissements de faible incidence de pauvreté (moins de 30%), au moins 61% de la population a accès à l'eau potable, au moins 80% des garçons et plus de 68% des filles de 6-14 ans vont à l'école avec un rapport plus faible entre le taux de scolarisation des garçons et celui des filles. En revanche, dans les zones de forte incidence de pauvreté (supérieure à 50%), plus de 50% de la population n'ont pas accès à l'eau potable et au plus, 48,1% des garçons de 6-14 ans vont à l'école contre moins de 36,8% des filles.

Tableau 2.1 : Taux net de scolarisation des 6-14ans et proportion de la population ayant accès à l'eau potable selon les indices de pauvreté

Indices de pauvreté	Taux net de scolarisation des garçons de 6 à 14 ans	Taux net de scolarisation des filles de 6 à 14 ans	Proportion de population ayant accès à l'eau potable
Classes de P0 en %			
<20	87,4	73,2	77,9
20 - 30	80,6	68,7	61,6
30 - 40	74,6	60,5	52,9
40 - 50	64,3	50,7	48,9
50 - 60	48,1	36,8	48,8
>60	45,1	30,2	46,2
Classes de P1/P0 en % du seuil de pauvreté			
<30	91,5	73,3	95,0
30 - 35	89,7	77,2	83,1
35 - 40	81,2	70,2	75,2
40 - 45	69,7	56,6	57,2
45 - 50	49,3	36,6	40,0
>50	39,6	23,0	40,9
Classes de P2			
<0.05	86,4	72,9	77,2
0.05-0.08	80,3	68,2	60,8
0.08-0.11	73,4	59,6	54,3
0.11-0.14	65,3	52,0	55,6
0.14-0.17	51,2	38,4	43,0
0.17-0.20	37,9	27,5	38,1
>= 0.20	41,5	24,7	47,9
Total	62,0	48,9	52,6

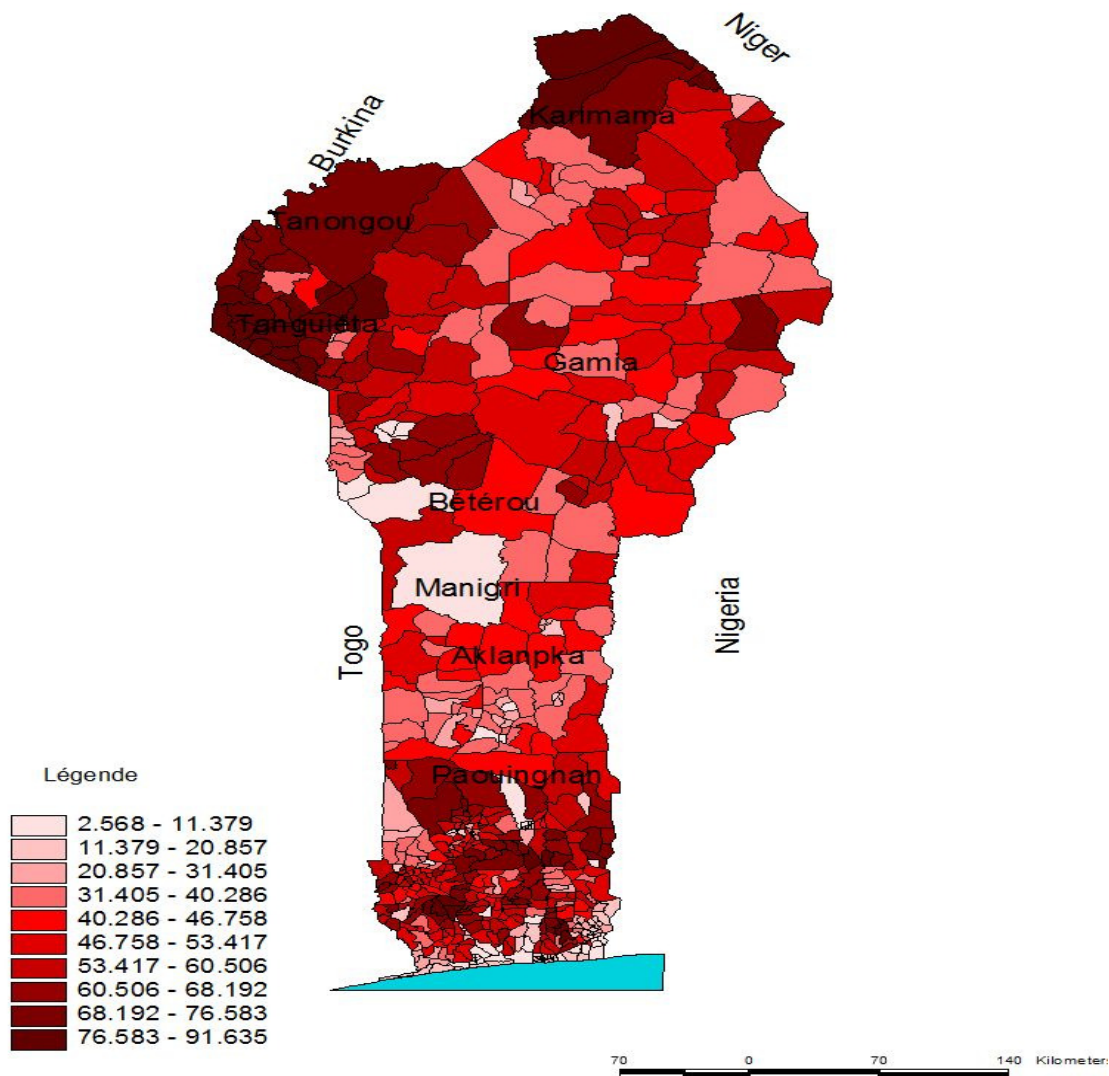
Source : Calcul de l'auteur.

Carte n° 1 : Incidence de pauvreté non monétaire selon les communes



Source : Travail de l'auteur.

Carte n° 2 : Incidence de pauvreté non monétaire selon les arrondissements



Source : Travail de l'auteur.

2.3.2 Ciblage des arrondissements pauvres

Pour affiner les analyses sur les cartes de pauvreté, les arrondissements ont été ciblés sur la base de la méthodologie présentée à la section 1.2 et en se fondant sur la sévérité de la pauvreté. Au total, 55,5% des arrondissements (soit 303 sur les 546) sont retenus. Les départements de l'Atacora, du Borgou, de l'Alibori, de la Donga, du Plateau et du Mono sont ceux dans lesquels la proportion d'arrondissements ciblés est supérieure ou égale à 60%.

Le tableau 2.2 confirme le sens de la relation entre l'accès à l'eau (resp. l'éducation) et la pauvreté. Il fait ressortir des disparités entre les arrondissements ciblés et ceux non ciblés. A niveau de pauvreté égal, les taux nets de scolarisation sont généralement plus faibles dans les arrondissements ciblés que dans les arrondissements non ciblés. De même, trois garçons sur quatre, âgés de 6 à 14 ans sont en moyenne scolarisés dans les arrondissements non ciblés contre 1 sur 2 dans les arrondissements ciblés. Chez les filles, on dénombre respectivement 62,3% et 38,1% de scolarisées.

Tableau 2.2 : Taux net de scolarisation des 6-14ans et proportion de la population ayant accès à l'eau potable selon les indices de pauvreté et le caractère ciblé ou non des arrondissements

	Arrondissements non ciblés			Arrondissements ciblés		
	Taux net de scolarisation des garçons de 6à14 ans	Taux net de scolarisation des filles de 6à14 ans	Proportion de population ayant accès à l'eau potable	Taux net de scolarisation des garçons de 6à14 ans	Taux net de scolarisation des filles de 6à14 ans	Proportion de population ayant accès à l'eau potable
P0 en %						
<20	88,1	73,8	77,8	57,2	46,6	79,8
20 - 30	81,7	70,5	62,4	72,4	54,8	55,3
30 - 40	78,8	65,4	51,5	64,7	49,2	56,1
40 - 50	69,2	56,4	52,6	61,2	47,0	46,5
50 - 60	63,2	49,1	54,5	43,5	33,2	47,1
>60	53,8	37,2	58,5	44,1	29,4	44,7
P1/P0 en % du seuil de pauvreté						
<30	91,5	73,3	95,0			
30 - 35	89,7	77,2	83,1			
35 - 40	82,9	72,3	73,7	65,9	51,6	89,0
40 - 45	73,6	60,2	55,3	63,2	50,6	60,4
45 - 50	63,9	47,9	33,3	46,8	34,7	41,2
>=50				39,6	23,0	40,9
P2						
<0.05	87,0	73,5	77,2	57,2	46,6	79,8
0.05-0.08	81,6	70,4	60,1	71,7	54,1	65,2
0.08-0.11	76,8	63,4	53,6	64,8	50,3	55,9
0.11-0.14	71,6	58,1	55,1	61,3	48,1	55,9
0.14-0.17	55,8	40,8	43,3	49,7	37,6	42,9
0.17-0.20	53,8	38,8	55,8	36,9	26,8	36,9
>= 0.20	51,7	33,9	75,0	41,2	24,5	47,2
Total	75,6	62,3	58,9	51,0	38,1	47,5

Source : Calcul de l'auteur.

Avant de passer aux simulations, on analyse les caractéristiques des arrondissements ciblés en termes d'infrastructures socio-communautaires. En moyenne, on dénombre six écoles et quatre puits dans les arrondissements (Tableau 2.3). Ces chiffres, rapportés aux nombres de villages, montrent qu'il en existe qui n'ont ni école ni puits.

Tableau 2.3 : Caractéristiques socio-communautaires des arrondissements ciblés

Département	Nombre d'écoles primaires	Puits	Nbre villages	Nbre arrond	Nbre moyen d'écoles primaires par arrondissement	Nombre moyen de puits par arrondissement
Alibori	180	133	167	31	5,8	4,3
Atacora	338	302	365	44	7,7	6,9
Atlantique	130	32	216	32	4,1	1,0
Borgou	309	204	249	37	8,4	5,5
Collines	144	132	137	29	5,0	4,6
Couffo	109	72	141	21	5,2	3,4
Donga	185	76	119	19	9,7	4,0
Mono	132	56	174	21	6,3	2,7
Ouémé	76	68	95	17	4,5	4,0
Plateau	122	53	126	18	6,8	2,9
Zou	167	112	214	34	4,9	3,3
Total	1892	1240	2003	303	6,2	4,1

Source : Calcul de l'auteur.

3. Simulations de politiques sociales

Les simulations de politiques reposent sur l'estimation des coefficients de la régression figurant dans le tableau A2.2, ainsi que ceux de la variance de la composante idiosyncratique (Tableau A 2.3). En général, l'effet d'une politique sociale sur la pauvreté est la résultante de l'impact direct de celle-ci sur la moyenne conditionnelle de l'indice composite et de l'impact sur la variance de la composante idiosyncratique.

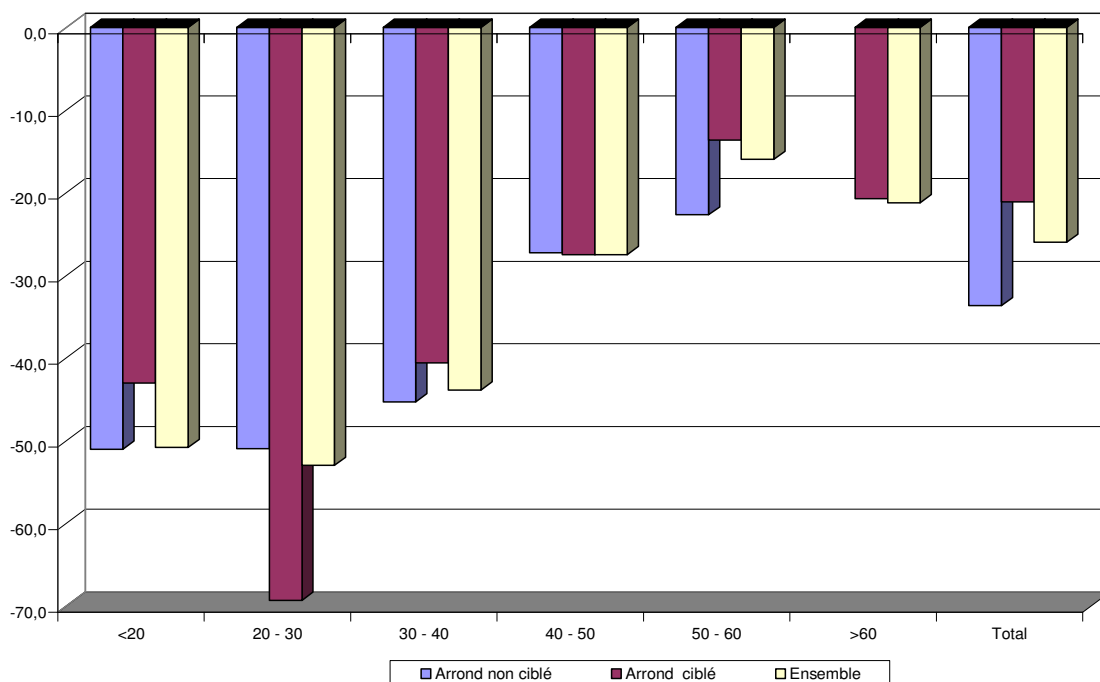
3.1 Impact de la réduction de la proportion de la population n'ayant pas accès à l'eau potable

Pour les simulations, on considère trois hypothèses : (i) une hypothèse basse ou faible qui vise la réduction de 25%, à l'horizon 2015, de la proportion de la population n'ayant pas accès à l'eau potable ; (ii) une hypothèse moyenne correspondant à celle des OMD et qui vise la réduction de 50%, et (iii) une hypothèse haute correspondant à une réduction de 75%. Dans chacun des scénarios, le même objectif est considéré pour chaque sous-strate. Pour l'hypothèse faible par exemple, on considère une réduction de 25% de la proportion de population n'ayant pas accès à l'eau potable, que l'arrondissement soit ciblé ou non et quel que soit le niveau de pauvreté. L'impact sur l'incidence de pauvreté de l'accès à l'eau potable est évalué pour les horizons 2010 et 2015.

Les simulations indiquent qu'une baisse de 25% du pourcentage de population n'ayant pas accès à l'eau potable d'ici à 2015, réduirait de 6,2% l'incidence de pauvreté en 2010, et de 13% en 2015. Lorsqu'on considère comme hypothèse l'objectif des OMD qui vise une réduction de 50% de la population n'ayant pas accès à l'eau potable, on note une baisse de 11,8% et de 26% de l'incidence de pauvreté respectivement en 2010 et 2015. La réduction de P0 passe de 17% à 39% sous l'hypothèse forte. Quelle que soit l'hypothèse retenue, l'impact est plus marqué dans les strates moins pauvres que dans celles ayant une forte incidence de pauvreté. Sous l'hypothèse moyenne (OMD), la réduction de P0 varie entre 50% et 53% dans les arrondissements ayant moins de 30% de pauvres, contre moins de 25% dans les zones plus pauvres.

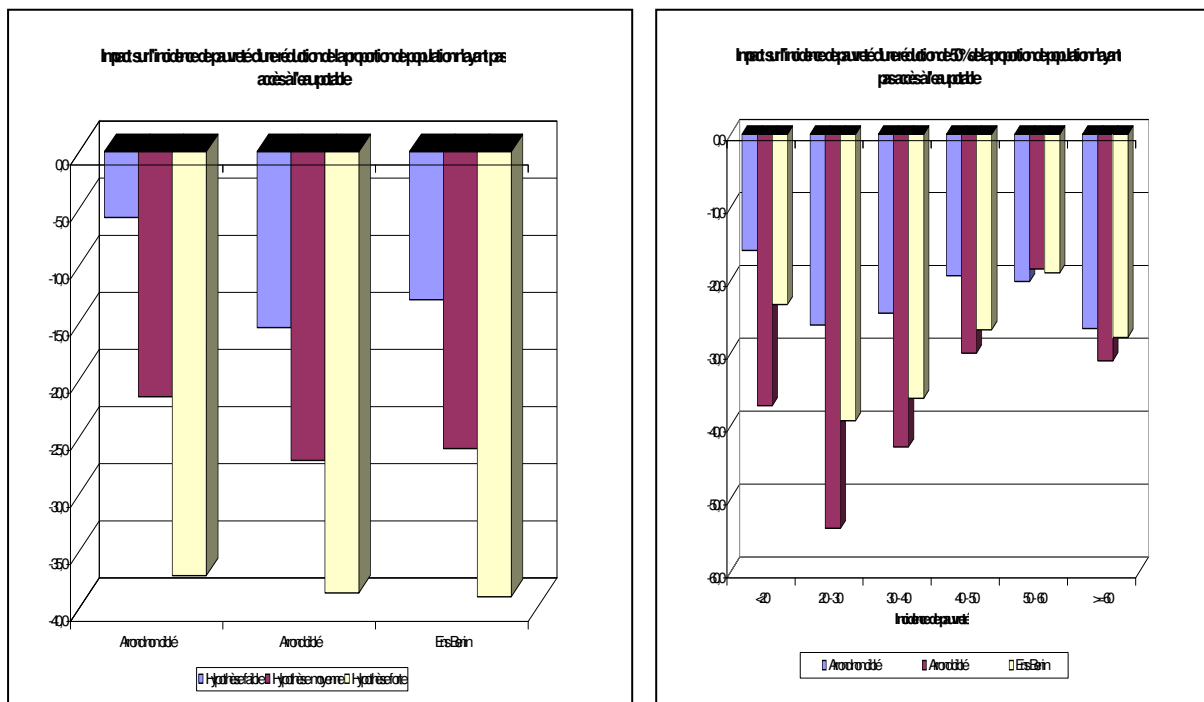
La démarche adoptée dans cet exercice de simulation visant à appliquer à toutes les sous-strates la même politique (application du même taux de réduction) a l'inconvénient de favoriser globalement les arrondissements non ciblés au détriment de ceux qui sont ciblés dans la section précédente [Graphique 3.1].

Graphique 3.1 : Impact d'une réduction uniforme de 50% de la proportion de la population n'ayant pas accès à l'eau potable sur l'incidence de pauvreté en 2015



Pour tenir compte de l'inconvénient relevé précédemment, la simulation a été reprise en considérant les hypothèses faible, moyenne et forte comme objectifs nationaux. Les écarts à la cible déduits de ces hypothèses sont répartis dans les strates de pauvreté, proportionnellement à leur contribution initiale à la pauvreté nationale. Ainsi, une réduction de 50% de la proportion de la population n'ayant pas accès à l'eau potable au niveau national (hypothèse OMD) se traduit par une diminution de 64% de cette population dans les arrondissements ciblés contre 31,9% dans les arrondissements non ciblés. Cela se traduit par une réduction de 21,5% de l'incidence de pauvreté dans ceux-ci, et de 27% dans les arrondissements ciblés. Sous la même hypothèse, l'impact de la réduction de la proportion de la population n'ayant pas accès à l'eau potable est 1,2 fois dans les arrondissements ciblés. Lorsqu'on considère deux zones de même incidence de pauvreté, l'impact va du simple au double dans les mêmes arrondissements selon que l'on quitte une zone plus pauvre à une zone moins pauvre (voir graphiques suivants).

Graphique 3.2 : Impact d'une réduction de 50% de la proportion de la population n'ayant pas accès à l'eau potable sur l'incidence de pauvreté en 2015 dans les arrondissements ciblés et non ciblés en tenant compte de leur contribution initiale à la pauvreté nationale

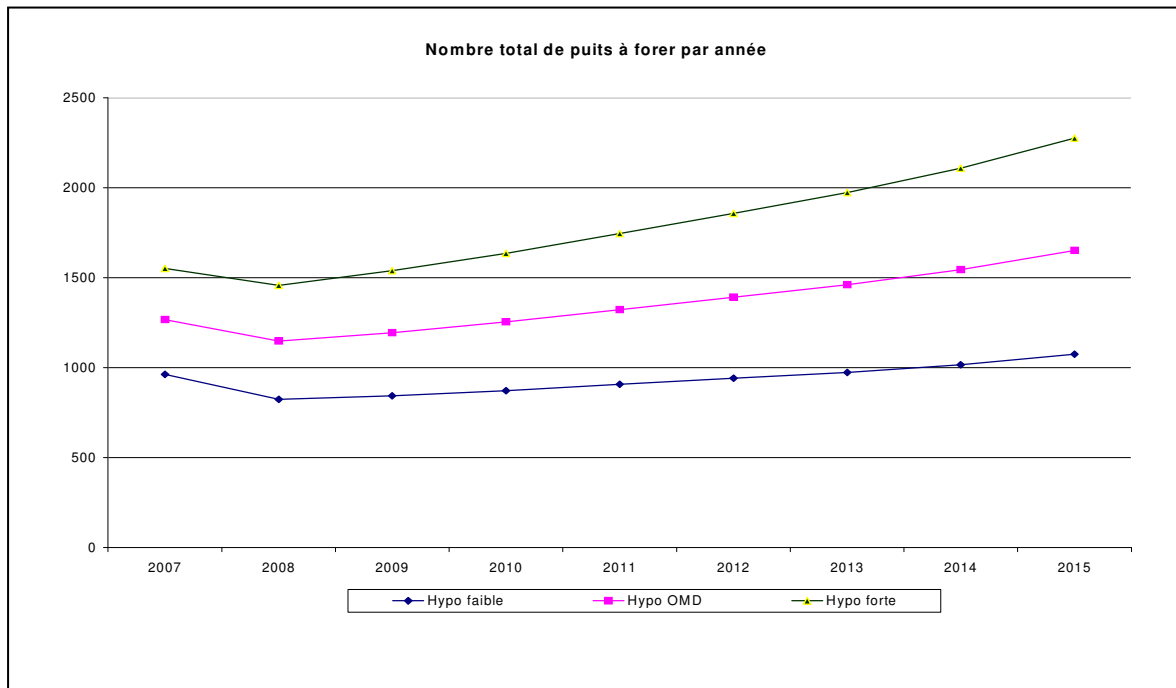


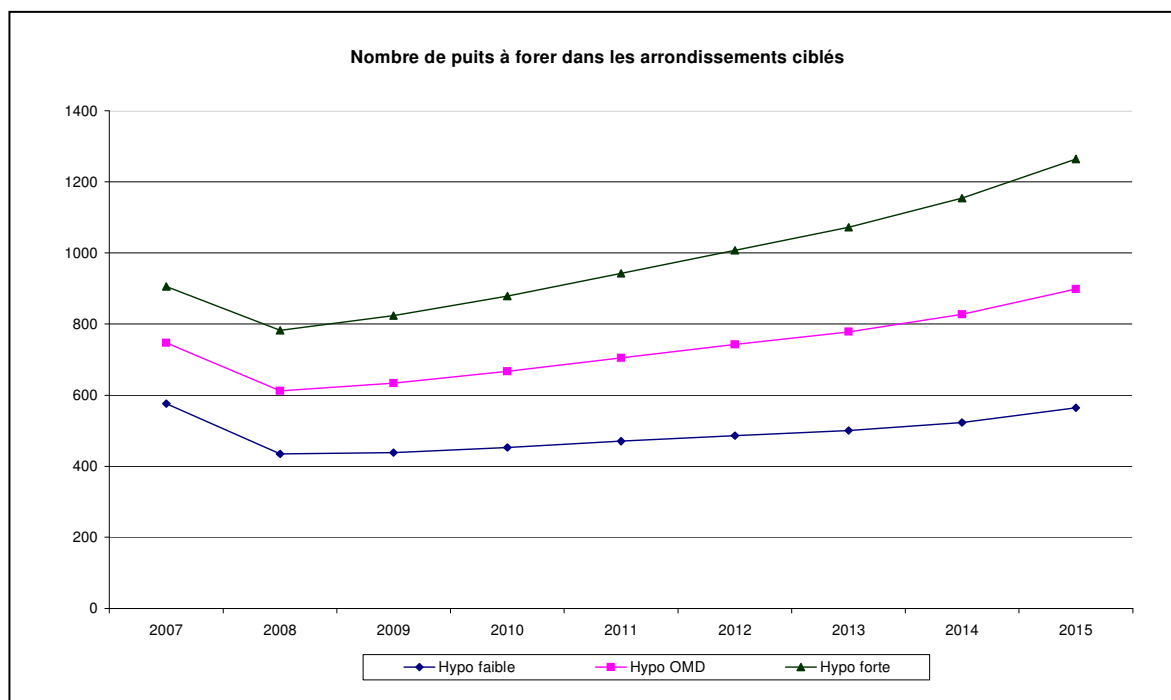
Source : Travail de l'auteur.

Actions opérationnelles en termes de forage de puits

En considérant qu'un puits dessert 250 habitants, et en l'absence d'informations sur l'adduction d'eau en milieu rural, on évalue respectivement à 8 414, 12 232 et 16 144, le nombre de puits à forer sur la période 2007-2015 pour réduire de 25%, 50% et 75% la proportion de la population béninoise n'ayant pas accès à l'eau potable [Graphique 3.3]. Si l'on circonscrit cette action sur la période 2007-2011, on obtient respectivement 4 411, 6 186 et 7 929 puits. Lorsqu'on accorde la priorité aux arrondissements ciblés, le nombre de puits à forer est réduit de près de moitié selon l'hypothèse faible, moyenne ou forte. Pour évaluer le coût de ces actions, on a retenu que le forage d'un puits reviendrait à 500 000 FCFA après ajustement du coût de forage d'un puits au Burkina Faso évalué à 347 000 FCFA. Sur cette base, les coûts totaux de forage de l'ensemble des puits sur la période 2007-2015 sont respectivement évalués à 3,7 milliards, 6,1 milliards et 7,3 milliards de FCFA pour les hypothèses faible, moyenne et forte. Ces coûts sont réduits à 2,1 milliards, 3,1 milliards et 4,1 milliards de FCFA sur la période 2007-2011. Pour les arrondissements ciblés, ces coûts sont réduits de moitié.

Graphique 3.3 : Evolution du nombre de puits à forer suivant les différentes hypothèses





Source : Travail de l'auteur.

3.2 Impact de l'augmentation des taux nets de scolarisation dans le primaire, conjuguée avec la réduction de l'écart entre filles et garçons

Entre 1992 et 2002, les taux nets de scolarisation (TNS) des filles et des garçons de 6-14 ans dans le primaire sont passés respectivement de 24% et 39,5% à 45,3% et 56,9% d'après les résultats des deuxième et troisième recensements de population. Pour les simulations, trois hypothèses sont retenues sur la base de l'évolution des TNS des filles : l'hypothèse forte porte sur l'évolution des TNS publiés par le Ministère en charge de l'enseignement primaire. L'hypothèse moyenne se fonde sur l'évolution des TNS calculés sur la base des recensements de population, et l'hypothèse faible sur un ralentissement de l'évolution des TNS résultant de l'hypothèse moyenne. Pour chacune des hypothèses, les TNS sont projetés pour 2010 et 2015 en utilisant un modèle de régression logistique.

Ainsi l'hypothèse forte table sur un TNS de 86,3% chez les filles et 96,6% chez les garçons en 2015. Ces taux ne sont que de 79,6% et 79,6% sous l'hypothèse moyenne et de 73,0% et 82,8% sous l'hypothèse faible. Quelle que soit l'hypothèse considérée, l'universalité de l'enseignement dans le primaire, comme objectif des OMD, ne sera pas atteinte en 2015.

Tableau 3.1: Hypothèses sur le taux net de scolarisation des 6-14 ans

	Hypothèse faible			Hypothèse moyenne			Hypothèse forte		
	Total	Garçons	Filles	Total	Garçons	Filles	Total	Garçons	Filles
Situation de référence (RGPH3, 2002)	51,3	56,9	45,3	51,3	56,9	45,3	51,3	56,9	45,3
Année 2010	68,8	75,0	62,4	71,5	73,5	69,4	86,6	93,6	78,3
Année 2015	78,1	82,8	73,0	79,2	79,8	78,6	91,6	96,6	86,3

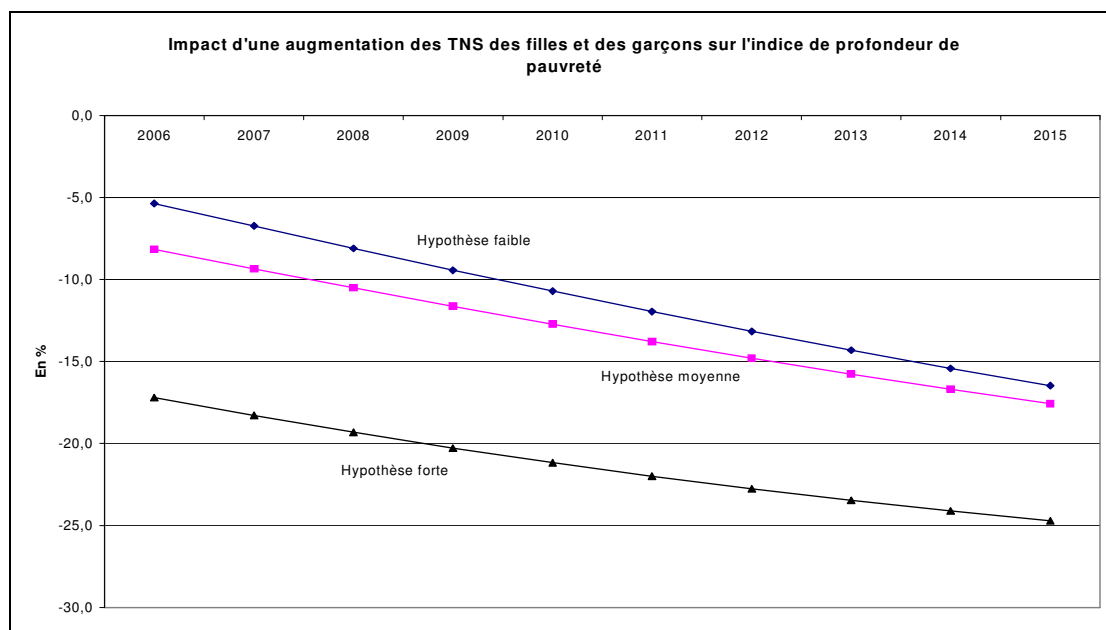
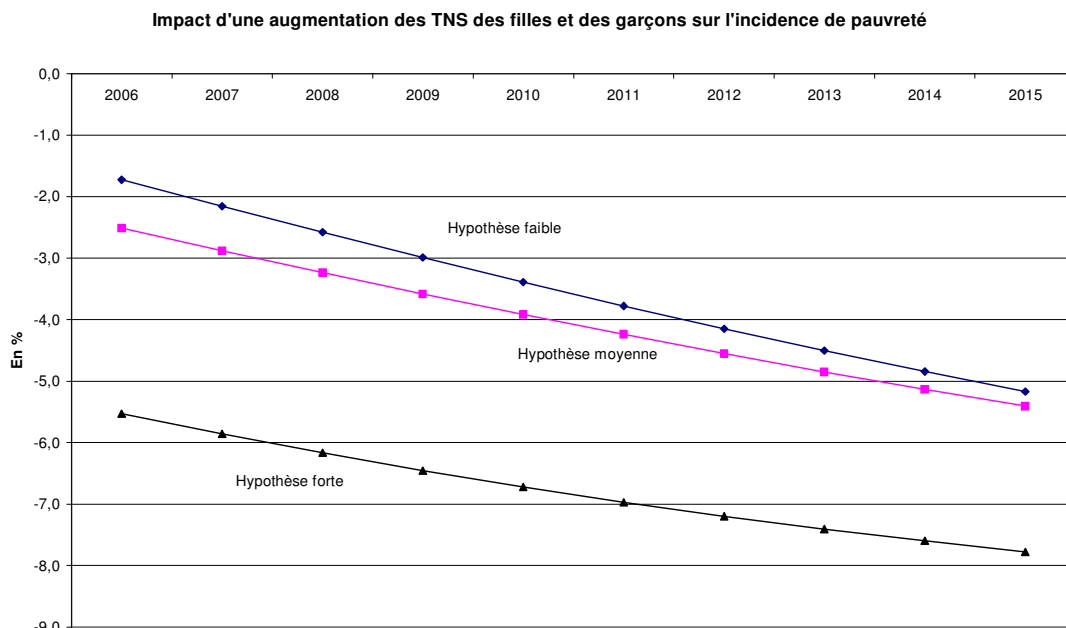
Source : Calcul de l'auteur.

La politique d'éducation relevant de la prérogative du pouvoir central, les arrondissements n'ont pas été ciblés pour les simulations. On a plutôt simulé l'impact d'une politique nationale visant l'augmentation des TNS des filles et des garçons sur la pauvreté. Sous l'hypothèse moyenne, une hausse du TNS respectivement chez les filles et les garçons de 33,3 points et 22,9 points entre 2002 et 2015 réduirait l'incidence de pauvreté de 2,5% en 2006, de 3,9% en 2010 et de 5,4% en 2015. L'indice de profondeur diminuerait de 8,2%, 12,7% et 17,6% aux mêmes périodes. Sous les hypothèses faible et forte, l'augmentation des TNS des filles respectivement de 27,7 points et de 41,0 points de pourcentage sur la période 2002-2015 s'accompagnerait d'une réduction, d'une part, de 5,2% et 7,8% de l'incidence de pauvreté, et d'autre part, de 16,5% et 24,7% de l'indice de profondeur de pauvreté.

Actions opérationnelles en termes de nombre d'écoles et d'enseignants

Selon les données du RGPH de 2002, on a dénombré au Bénin 19 375 classes. Sous l'hypothèse de 50 élèves par classe, on estime à 31 024 et 36 404 le nombre de classes en 2010 et 2015 compatibles avec l'hypothèse faible. Par rapport à la situation de 2006, il s'ensuit un déficit de 11 000 classes en 2010 et de 16 000 classes en 2015. Sous l'hypothèse forte, le déficit en nombre de classes passerait à 19 000 et 25 000 respectivement. La construction de nouvelles écoles induit des besoins à satisfaire en nombre d'enseignants équivalent au moins au nombre d'école. Une politique de formation des enseignants dans les écoles appropriées pourrait permettre de résorber les déficits en personnel enseignant.

Graphique 3.4 : Impact d'une augmentation des TNS des filles et des garçons sur l'incidence de pauvreté



Source : Travail de l'auteur.

4. Conclusion

Dans cette recherche, les relations entre les variables socio-démographiques et la pauvreté ont été étudiées de façon empirique à partir des données du recensement à travers un modèle de régression dans lequel la variable dépendante est un indice composite de niveau de vie construit sur la base des caractéristiques d'habitation et les conditions de vie des ménages ordinaires.

Les résultats obtenus renforcent ceux obtenus dans les études antérieures. A cet égard, on note en particulier l'effet positif significatif du nombre d'années d'étude du chef de ménage et des taux nets de scolarisation des garçons et filles de 6-14 ans dans le primaire ; ce qui met en évidence le rôle important que joue le capital humain dans la détermination du niveau de vie du ménage. En outre, l'existence de relations non linéaires entre l'indice composite de richesse et l'âge, d'une part, et entre l'indice de richesse et la taille de ménage, d'autre part, met en exergue l'effet de cycle de vie relatif à l'âge. D'une façon générale, l'effet des variables socio-démographiques et communautaires est d'ampleur variable, d'un département à l'autre. Ce qui suggère des politiques sociales différenciées selon le département ou la commune.

Par ailleurs, pour une analyse plus fine, des arrondissements pauvres ont été ciblés à partir des cartes de pauvreté en se fondant sur la sévérité de la pauvreté. Les simulations de politiques visant l'accessibilité à l'eau potable montrent qu'une réduction de 50% de la proportion de la population n'ayant pas accès à l'eau potable au niveau national (hypothèse OMD) se traduit par une diminution de 64% dans les arrondissements ciblés contre 31,9% dans les arrondissements non ciblés. Cela entraîne une réduction de l'incidence de pauvreté de 21,5% dans ceux-ci, et de 27% dans les arrondissements ciblés. Sous la même hypothèse, l'impact de la réduction de la proportion de la population n'ayant pas accès à l'eau potable est 1,2 fois dans les arrondissements ciblés.

Sous l'hypothèse qu'un puits dessert 250 habitants, et en l'absence d'informations sur l'adduction d'eau en milieu urbain, on évalue respectivement à 8414, 12 232 et 16 144 le nombre de puits à forer sur la période 2007-2015 pour réduire de 25%, 50% et 75% la proportion de la population béninoise n'ayant pas accès à l'eau potable. Le coût de forage de ces puits sur la même période est évalué à 3,7 milliards, 6,1 milliards et 7,3 milliards de FCFA, respectivement pour les hypothèses faible, moyenne et forte.

En ce qui concerne le capital humain, la politique d'éducation table sur des projections de taux net de scolarisation (TNS) des filles et garçons de 6-14 ans. Quelle que soit l'hypothèse considérée, l'universalité de l'enseignement dans le primaire, comme objectif des OMD, ne sera pas atteinte en 2015. Sous les hypothèses faible et forte, l'augmentation des TNS des filles, respectivement de 27,7 points et de 41,0 points de pourcentage sur la période 2002-2015, s'accompagne d'une réduction de 5,2% et 7,8% de l'incidence de pauvreté. Ces hausses de TNS requerraient la construction de 11000 nouvelles salles de classe sur la période 2007-2010 et de 16 000 autres sur la période 2007-2015 sous l'hypothèse faible, contre respectivement 19 000 et 25 000 classes sous l'hypothèse forte. La satisfaction de ces besoins nécessiterait une politique de formation des enseignants en adéquation avec l'emploi dans le secteur de l'éducation.

Références bibliographiques

- Basu, A. 1995. "Women. Poverty and demographic Change: Some Possible interrelationships over Space and Time", in IUSSP, Seminar on Women, Poverty and Demographic Change, Oaxaca, Mexico, October 1994, IUSSP, Liège, 18 p.
- Davidson, R. et Duclos, J.-Y. 1998. "Statistical Inference for Stochastic Dominance and for the Measurement of Poverty and Inequality", GREQAM.
- Duclos, J-Y, Sahn, D. et Younger, S. 2002. *Comparaisons robustes de la pauvreté multidimensionnelle*, Document de travail.
- Elbers, C.T.M., Lanjouw, J.O. and Lanjouw, P. 2002. "Micro-level estimation of welfare", World Bank Research Paper 2911. Washington DC, 2002.
- Filmer, D. and Pritchett, L. 2001. "Estimating Wealth Effects without Expenditure, Data — or Tears: An Application of Educational Enrollment in States of India.", *Demography* 38(1), 115-132.
- Foster, J.E., Greer, J. et Thorbecke, E. 1984. "A class of decomposable poverty indices", *Econometrica* 52, pp. 761-766.
- Hammer, J. 1998. "Health Outcomes Across Wealth Groups in Brazil and India". Mimeo. DECRG, The World Bank. Washington, DC.
- Kakwani, N. 1988. *On Measuring Undernutrition. Oxford Economic Papers*, Volume 40. Oxford: Oxford University Press.
- Krishnaji, N. 1992. *Pauperising Agriculture : Studies in Agrarian Change and Demographic Structure, Bombay*, Sameeksha, Trust/Oxford University Press.
- Lipton, M. 1983. "Demography and Poverty", World Bank Staff Working Paper, n°623, Washington D.C, The World Bank.
- Lipton, M. 1995. "Population and Poverty: How do interact?", Seminar on Demography and poverty, Florence, March 1995, Liège, IUSSP.
- Ravallion, M. 1994. "Poverty rankings using noisy data on living standards," *Economics Letters, Elsevier*, vol. 45(4), pages 481-485, August.
- Ravallion M., 1996, *Comparaison de la pauvreté. Concepts et méthodes*. Document de travail LSMS, n° 122, Whashington D.C., Banque Mondiale.
- Sahn, D. and Stifel, D. 2001. "Exploring Alternative Measures of Welfare in the Absence of Expenditure Data" *Cornell Food and Nutrition Policy Program Working Paper*, No. 97. Ithaca, NY.
- Schneider, P. et Schneider, J. 1995. "High Fertility in Sicily: Beyond the Culture vs. Rationality Debate", in GREENHALGH S. (ed), *Situating Fertility: Anthropology and Demographic Inquiry*, Cambridge University Press, Cambridge, pp. 179-201.
- Schoumaker, B. 1998. "L'influence de la mesure du niveau de vie sur la relation pauvreté-fécondité. L'exemple de l'Afrique du Sud", in CERED, *Actes du séminaire sur Population, pauvreté et environnement dans le monde*, Rabat, Octobre 1997, CERD, Rabat.
- Schoumaker, B. et Tabutin, D. 1999. "Relations entre pauvreté et fécondité dans les pays du Sud : Connaissances, méthodologie et illustrations", *Document de Travail, n° 2, Département des sciences de la population et du développement*, Louvain-La-Neuve, Université Catholique de Louvain, 38 pages.
- Vodounou, C. 2003b. Niveau de vie des populations et santé de la reproduction, à paraître dans *l'Etat de la Santé de la Reproduction au Bénin*, édition 2002.

Vodounou, C. 2003a. " Pauvreté fondée sur les données du troisième Recensement Général de la Population et de l'Habitation au Bénin", Tome 4 Analyse des résultats du RGPH3, INSAE.

Vodounou, C. et Ahoey, E. 2002. "Pauvreté et fécondité au Bénin", Revue d'Economie et de Statistique, Insa.

ANNEXES

Tableau A 2.2 : Régression de l'indice composite de niveau vie sur les variables sociodémographiques du ménage et les variables sociocommunitaires (régression de quantile avec $\theta = 0,50$)

Variables explicatives	Alibori	Atacora	Atlantique	Borgou	Collines	Couffo	Donga	Littoral	Mono	Oueme	Plateau	Zou
Nbre d'années d'étude CM	0.0223 (0.0012)	0.0315 (0.0008)	0.0398 (0.0008)	0.0415 (0.0007)	0.0181 (0.0006)	0.0243 (0.0007)	0.0203 (0.0011)	0.0244 (0.0010)	0.0386 (0.0010)	0.0508 (0.0010)	0.0420 (0.0011)	0.0551 (0.0009)
Taille du ménage	0.0118 (0.0020)	0.0144 (0.0018)	-0.0055 (0.0040)	0.0045 (0.0014)	-0.0191 (0.0023)	-0.0042 (0.0015)	0.0040 (0.0036)	-0.0524 (0.0060)	-0.0173 (0.0037)	-0.0109 (0.0048)	-0.0118 (0.0035)	-0.0323 (0.0049)
Taille au carré	-0.0002 (0.0001)	-0.0003 (0.0001)	0.0003 (0.0002)	-0.0001 (0.0001)	0.0007 (0.0001)	0.0005 (0.0001)	0.0002 (0.0002)	0.0000 (0.0002)	0.0008 (0.0002)	0.0010 (0.0003)	0.0006 (0.0002)	0.0017 (0.0003)
Taille au cube	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)
Age du CM	-0.0113 (0.0036)	0.0041 (0.0027)	0.0025 (0.0051)	0.0004 (0.0030)	-0.0087 (0.0028)	-0.0046 (0.0026)	-0.0016 (0.0040)	-0.0122 (0.0114)	-0.0109 (0.0053)	-0.0209 (0.0066)	0.0008 (0.0048)	0.0040 (0.0046)
Age au carré	0.0002 (0.0001)	-0.0001 (0.0001)	0.0000 (0.0001)	0.0000 (0.0001)	0.0002 (0.0001)	0.0001 (0.0000)	0.0000 (0.0001)	0.0003 (0.0002)	0.0002 (0.0001)	0.0005 (0.0001)	0.0001 (0.0001)	0.0000 (0.0001)
Age au cube	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)
Nbre écoles primaires	-0.0008 (0.0025)	0.0140 (0.0022)	0.0236 (0.0006)	-0.0130 (0.0013)	-0.0317 (0.0026)	0.0136 (0.0029)	-0.0061 (0.0017)	-0.0308 (0.0010)	0.0915 (0.0035)	0.0336 (0.0017)	0.0516 (0.0034)	0.0481 (0.0033)
Ligne téléphonique	0.2494 (0.1161)	-0.1167 (0.0164)	-0.3762 (0.0166)	0.2409 (0.0225)	-0.0653 (0.0071)	0.1598 (0.0137)	0.0031 (0.0166)	-	-0.0716 (0.0209)	-0.2143 (0.0283)	0.0701 (0.0421)	-0.0774 (0.0147)
Electricité SBEE	-0.1377 (0.1144)	0.0161 (0.0194)	0.2071 (0.0198)	-0.3072 (0.0179)	0.1335 (0.0104)	-0.0851 (0.0099)	0.1453 (0.0226)	-	0.1354 (0.0237)	-0.0036 (0.0280)	-0.1562 (0.0387)	0.1088 (0.0182)
Adduction eau	0.1600 (0.0072)	0.2799 (0.0058)	0.3952 (0.0082)	0.3232 (0.0052)	0.1113 (0.0045)	0.1207 (0.0042)	0.2286 (0.0070)	-	0.2388 (0.0085)	0.5235 (0.0088)	0.1305 (0.0076)	0.2365 (0.0074)
Accès à l'eau potable	0.0046 (0.0004)	0.0049 (0.0003)	0.0162 (0.0007)	0.0065 (0.0003)	0.0078 (0.0004)	0.0050 (0.0003)	0.0072 (0.0005)	0.0545 (0.0039)	0.0119 (0.0008)	0.0178 (0.0008)	0.0147 (0.0007)	0.0184 (0.0007)
Taux de scol. garçons 6-14 ans	0.1688 (0.0075)	0.0649 (0.0048)	0.0873 (0.0087)	0.1276 (0.0053)	0.1477 (0.0051)	0.0564 (0.0048)	0.1371 (0.0074)	0.1885 (0.0220)	0.0722 (0.0107)	0.1508 (0.0118)	0.1453 (0.0084)	0.1350 (0.0082)
Taux de scol. filles 6-14 ans	0.2060 (0.0080)	0.0838 (0.0053)	0.0829 (0.0076)	0.1785 (0.0055)	0.0984 (0.0049)	0.0657 (0.0044)	0.0968 (0.0072)	0.0189 (0.0144)	0.0556 (0.0093)	0.1768 (0.0095)	0.1793 (0.0083)	0.1613 (0.0079)
Constante	0.3246 (0.0626)	-0.0117 (0.0472)	0.1678 (0.0851)	0.1210 (0.0527)	0.4887 (0.0489)	0.3245 (0.0447)	0.1680 (0.0709)	1.9682 (0.1850)	0.2871 (0.0916)	0.4883 (0.1091)	0.0406 (0.0815)	0.1611 (0.0794)

Entre parenthèses figurent les écarts-types.

Tableau A 2.3 : Estimation par département de la composante idiosyncratique du résidu du modèle d'hétéroscédasticité

Paramètres	Alibori	Atacora	Atlantique	Borgou	Collines	Couffo	Donga	Littoral	Mono	Oueme	Plateau	Zou
A	-	-	-	0.0742	-	0.0547	-	-	0.0807	-0.0455	0.0751	-0.1037
	-	-	-	(0.0024)	-	(0.0035)	-	-	(0.0045)	(0.0198)	(0.0037)	(0.0198)
B	0.1867	0.1485	0.2129	0.2926	0.2658	0.4156	0.2032	0.5785	0.2613	0.2224	0.1841	0.2292
	(0.0134)	(0.0110)	(0.0070)	(0.0057)	(0.0184)	(0.0339)	(0.0122)	(0.0204)	(0.0073)	(0.0046)	(0.0059)	(0.0195)
Constante alpha0	-	-	-	-3.8259	-	-3.8255	-	-	-5.2361	-	-	-
	-	-	-	(0.3872)	-	(0.3508)	-	-	(1.0587)	-	-	-
Nbre d'années d'étude CM	0.1002	-	0.2129	0.3220	0.0969	0.1914	0.1436	-	0.3984	0.1159	0.4531	0.1184
	(0.0224)	-	(0.0297)	(0.0369)	(0.0100)	(0.0190)	(0.0208)	-	(0.0713)	(0.0234)	(0.1016)	(0.0269)
Taille du ménage	-	-	-0.1193	-0.1887	-0.3871	-0.2194	-0.0439	-	-0.1091	-	-1.3677	-
	-	-	(0.0314)	(0.0249)	(0.0271)	(0.0498)	(0.0097)	-	(0.1753)	-	(0.2560)	-
Taille au carré	0.0004	0.0039	0.0083	-	0.0365	0.0116	-	-	-0.0027	-	0.0660	-
	(0.0003)	(0.0008)	(0.0021)	-	(0.0027)	(0.0028)	-	-	(0.0123)	-	(0.0131)	-
Nbre écoles primaires	-0.1273	-	-	-	-	0.5872	-0.1177	0.0190	0.6746	0.2985	0.2764	0.0067
	(0.0325)	-	-	-	-	(0.0755)	(0.0198)	(0.0032)	(0.1656)	(0.0673)	(0.1379)	(0.0237)
Ligne téléphonique	-	-	-	8.6844	-0.5811	2.9157	-	-	-	-	-	-0.1038
	-	-	-	(1.6532)	(0.1077)	(0.4433)	-	-	-	-	-	(0.0929)
Electricité SBEE	-	-	-	-4.3971	1.8222	-1.6331	-	-	-	-	-	0.5000
	-	-	-	(1.3264)	(0.2113)	(0.3801)	-	-	-	-	-	(0.1591)
Adduction eau	-	-	-	3.8681	0.9648	1.1615	-	-	3.6686	2.1595	2.6367	0.2240
	-	-	-	(0.3547)	(0.0786)	(0.1454)	-	-	(0.6276)	(0.3928)	(0.5958)	(0.0598)
Accès à l'eau potable	-	-0.0677	-0.0030	0.1219	-0.0733	-	0.0190	-	0.1410	0.0134	0.1866	0.0188
	-	(0.0088)	(0.0080)	(0.0161)	(0.0071)	-	(0.0056)	-	(0.0292)	(0.0121)	(0.0438)	(0.0049)
Taux de scol. garçons 6-14 ans	-	-	-	1.4487	-	0.8597	0.2702	-0.7362	-	0.0360	1.6898	0.2553
	-	-	-	(0.2137)	-	(0.1692)	(0.0899)	(0.0551)	-	(0.1247)	(0.4551)	(0.0583)
Taux de scol. filles 6-14 ans	-	-	0.8172	1.1162	0.2778	0.4756	0.0562	-0.3060	0.9370	0.3374	1.5734	0.2428
	-	-	(0.0924)	(0.1933)	(0.0661)	(0.1094)	(0.0848)	(0.0464)	(0.2762)	(0.1114)	(0.3907)	(0.0604)

Entre parenthèses figurent les écarts-types.

Tableau A 2.4 : Test de normalité des résidus

Départements	Moyenne	Ecart-type	Kurtosis	Erreur standard du		Test paramétrique de Jarque Bera		Test non paramétrique de Kolmogorov	
				Kurtosis	Skewness	Statistique	Signification	Statistique	Signification
Alibori	0.070	0.329	3.363	0.035	1.428	4 793.7	0.000	13.404	0.000
Atacora	0.058	0.289	5.562	0.034	1.728	11 583.5	0.000	14.611	0.000
Atlantique	0.038	0.414	0.614	0.032	0.426	7 290.6	0.000	6.860	0.000
Borgou	0.078	0.397	2.495	0.030	1.298	5 925.4	0.000	20.431	0.000
Collines	0.053	0.336	3.180	0.037	1.401	4 191.4	0.000	12.387	0.000
Couffo	0.075	0.332	3.432	0.034	1.521	5 278.0	0.000	15.964	0.000
Donga	0.057	0.311	3.218	0.043	1.321	2 928.6	0.000	9.325	0.000
Littoral	-0.065	0.435	0.245	0.044	-0.624	2 598.3	0.000	6.903	0.000
Mono	0.069	0.414	1.324	0.045	0.933	3 186.4	0.000	9.223	0.000
Ouémé	0.037	0.493	0.073	0.034	0.282	8 381.7	0.000	4.539	0.000
Plateau	0.059	0.383	1.278	0.044	0.811	3 273.7	0.000	8.214	0.000
Zou	0.058	0.431	0.973	0.036	0.706	5 310.1	0.000	8.897	0.000