Pauvreté multidimensionnelle et politiques sociales au Bénin

Cosme Vodounou *

Les stratégies de réduction de la pauvreté alimentent de nombreux débats sur le développement tant au niveau national que dans les forums internationaux. Ces débats sont éclairés par des diagnostics de la pauvreté qui reposent le plus souvent sur l'aspect monétaire de celle-ci pour laquelle de nombreux travaux 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)].

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 chef l'amélioration du bien-être des populations. L'indice composite de pauvreté humaine (IPH) du Programme des Nations Unies pour le Développement répond à la préoccupation de 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 en utilisant une méthode d'analyse multivariée de type analyse en composantes principales (ACP) [Filmer et Pritchett (1998, 2001), Hammer, (1998), Sahn et Stifel (2001); Pradhan, Sahn et Younger, (2002)] ou analyse des correspondances multiples (ACM) [Vodounou et Ahovey (2002)]. Avec cette approche, le premier facteur de variance maximale est retenu pour catégoriser les ménages en groupes socio-économiques.

L'objet de cette étude est triple. En premier lieu, revisiter les différentes relations 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 de Foster et al (1988). 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.

1- Modèle et implications

Le modèle est inspiré du modèle de consommation proposé par Elbers, Lanjouw et Lanjouw (2002) et s'écrit :

$$y_{ch} = X^{T}_{ch} \beta + u_{ch}$$

$$u_{ch} = \eta_{c} + \varepsilon_{ch}$$
 (1.1)

Dans le système d'équations (1.1), y_{ch} représente l'indice composite de niveau de vie du ménage construit suivant l'approche de [Filmer et Pritchett (1998, 2001)], h de la strate c, X_{ch} est le

^{*} Cette étude a été réalisée dans le cadre des travaux de MIMAP-Bénin. Adresse postale : Cosme Vodounou 01 BP 3507 Cotonou (Bénin) Email vodounoc@insae-bj.org; vodounoc@yahoo.fr

vecteur des caractéristiques individuelles du ménage h de la strate c et les caractéristiques sociocommunautaires de la strate c et u_{ch} , le résidu qui par hypothèse est on 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 $N(0, \sigma_{\varepsilon}^2)$. Suivant les travaux de Elbers et al. (2002) la variance de la composante idiosyncratique s'exprime par la fonction logistique ci-après :

$$\sigma_{\varepsilon}^{2} = \frac{A + B \exp(Z_{ch}^{T} \alpha)}{1 + \exp(Z_{ch}^{T} \alpha)}$$
 (1.2) de sorte que la variance σ_{u}^{2} de u_{ch} est donnée par $\sigma_{u}^{2} = \sigma_{\eta}^{2} + \sigma_{\varepsilon}^{2}$.

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 et d'en déduire par simple dérivée l'impact d'une variable d'intérêt sur les indices de pauvreté.

2- Données

Les données utilisées sont extraites de la base issue du troisième Recensement Général de la Population et de l'Habitation (RGPH3) réalisé en 2002. Elles portent sur un échantillon représentatif de 217007 ménages ordinaires ayant au moins un enfant de 6-14 ans ; ce qui représente 17,9% de la population des 1210463 ménages dénombrés au recensement.

3. Résultats

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 linéaire 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 pour ce qui concerne l'âge. D'une façon générale, l'effet des variables sociodémographiques 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.

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 se traduit par une réduction de l'incidence de pauvreté de 21,5% dans ceux-ci et de 27% dans les arrondissements ciblés. En ce qui concerne le capital humain, 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 de 5,2% et 7,8% de l'incidence de pauvreté.