



Groupe de Recherche en Économie et Développement International

Cahier de recherche / Working Paper
07-16

L'approche Blinder-Oaxaca permet-elle d'identifier les causes des écarts de pauvreté en Guinée ?

Franck M. Adoho, Dorothée Boccanfuso

L'approche Blinder-Oaxaca permet-elle d'identifier les causes des écarts de pauvreté en Guinée ?

Franck M. Adoho¹, Dorothée Boccanfuso²

Juin 2007

Résumé

Après la construction et l'analyse des profils de pauvreté, l'étude de ses déterminants est souvent une priorité dans l'élaboration des *Documents stratégiques de réduction de la pauvreté (DSRP)*. La littérature nous propose en effet, plusieurs méthodes permettant de modéliser les déterminants de la pauvreté. Entre l'estimation de la *fonction de pauvreté* initiée par Bardhan (1984) et celle consistant à régresser les dépenses ou revenus du ménage directement sur ses caractéristiques, il n'existe pas véritablement de consensus quand au choix méthodologique pour le modélisateur (Appelton, 2001). Plus récemment, certains auteurs se sont intéressés à la méthode de décomposition développée par Oaxaca et Blinder en 1973. Cette approche a été généralisée pour analyser les inégalités et les écarts de pauvreté observés entre groupes d'intérêt (Bourguignon et al., 2002 ; Yun, 2004 ; Yun et al., 2006). L'objectif de ce papier est d'appliquer cette méthode combinée à un modèle Probit, en nous basant sur les travaux de Gang, Sen et Yun (2005) et Borooah (2005) pour déterminer les raisons des écarts de pauvreté entre ménages urbains et ruraux vivant en Guinée. Nous avons privilégié les facteurs géographiques de manière à mieux cibler les besoins des ménages dans chacune des régions, en nous basant sur les principaux faits identifiés dans le DSRP élaboré par la Guinée en 2002. Nos résultats montrent que les caractéristiques expliquant la pauvreté rurale diffèrent de celles des ménages vivant en zone urbaine. C'est le cas notamment du niveau d'instruction du chef de ménage, de la catégorie socioprofessionnelle dans laquelle il évolue ainsi que son accès aux services de base ou encore le fait de vivre dans une région conservatrice. Cependant, nous montrons que l'écart de pauvreté entre les deux milieux ne peut être expliqué qu'à 24,09% par les différences observées au niveau des caractéristiques des ménages et que l'effet des coefficients prédomine avec 25,87 points de pourcentage.

Mots-clés: Pauvreté, déterminants, décomposition Oaxaca-Blinder, Guinée

Codes JEL : O18, I32, O55, C25

¹ GRÉDI, Université de Sherbrooke, 2500, boulevard de l'Université, Sherbrooke, Québec, Canada, J1K 2R1; Courriel: Monsede.Franck.Adoho@USherbrooke.ca.

² Département d'économie et GRÉDI, Université de Sherbrooke, 2500, boulevard de l'Université, Sherbrooke, Québec, Canada, J1K 2R1; Courriel: dorothee.boccanfuso@USherbrooke.ca.

1 Introduction

Selon Fagernäs (2004) et Khan (2005), la recrudescence des travaux dans le domaine de l'analyse de la pauvreté est sans doute attribuable à la mise en place du programme des pays très endettés de la Banque mondiale (BM) et du Fonds monétaire international (FMI) à la fin des années 90 en vue de la réduction de la dette des pays les moins avancés (PPTA), auquel est associée la préparation des documents stratégiques de réduction de la pauvreté (DSRP). Les objectifs du millénaire fixés dans le cadre de la stratégie de développement des Nations Unies ont certainement contribué aussi à relancer la recherche dans ce domaine. Dans cet environnement, les pays impliqués sont tenus de présenter des analyses rigoureuses de leur stratégie de réduction de la pauvreté. L'une d'entre elles est précisément d'étudier les causes de la pauvreté. La Guinée a rédigé en 2002 son Document stratégique de réduction de la pauvreté (DSRP) dans lequel les auteurs identifiaient quelques uns des facteurs de la pauvreté. Parmi eux, le manque d'infrastructures (routes, télécommunication, énergie), le faible accès aux services de bases tel l'éducation ou la santé ou encore la difficulté d'investir, la médiocrité de l'administration et l'insécurité sont autant d'obstacles au développement économique et à la réduction de la pauvreté. En 2005, la Banque mondiale publiait un diagnostic plus approfondi de la pauvreté faisant ressortir l'éducation, l'emploi, la localisation géographique et la dotation en capital physique comme étant les principaux déterminants de la pauvreté guinéenne.

La plupart des analyses menées dans ce contexte considèrent les déterminants d'un point de vue national sans véritablement tenir compte de spécificités propres à des populations cibles. L'analyse de la Banque mondiale (2005) est réalisée dans cette optique. Audet et *al.* (2006) ont pris en considération ce phénomène en identifiant les déterminants géographiques de la pauvreté en appliquant la méthode développée par Ravallion et Wodon (1999). Leur travail permet notamment de mieux comprendre comment les différences géographiques peuvent expliquer la pauvreté observée en Albanie. Cependant, cette étude ne permet pas d'identifier les facteurs expliquant les *écarts de pauvreté* entre deux groupes de la population. Dans ce papier, nous mettons en évidence les facteurs expliquant les écarts de pauvreté entre les ménages vivant en zone rurale et ceux installés dans les centres urbains, en utilisant l'approche développée par Yun (2004, 2005) et Yun et *al.* (2006) basée sur la méthode de décomposition de Blinder et Oaxaca (1973).

Nous rencontrons dans la littérature, plusieurs courants de pensées concernant le choix de l'approche pour analyser ces déterminants de la pauvreté. Or, il apparaît qu'il n'existe pas véritablement de consensus quand au choix à faire par le modélisateur. La première méthode modélise la probabilité qu'un ménage soit pauvre ou non étant donné ses caractéristiques et d'autres variables relatives à son environnement socio-économique, grâce à un modèle de type *probit* ou *logit*. Certains chercheurs ont également utilisés

des *logit* multinomiaux ordonnés de manière à estimer la probabilité d'être extrêmement pauvres, pauvres ou non pauvres. L'une des premières applications de cette méthode discrète a été faite par Bardhan (1984) et d'autres chercheurs continuent de l'utiliser régulièrement³. Grootaert (1997) a utilisée une approche discrète dichotomique de type Probit en l'appliquant aux zones urbaine et rurale en Côte d'Ivoire, de manière à considérer les spécificités de la pauvreté dans ces deux régions. L'auteur conclue qu'il existe effectivement des différences régionales de la pauvreté et les expliquent en distinguant essentiellement les caractéristiques des ménages propres à ces milieux, notamment les dotations en capital humain et en capital physique. Fofack (2002) trouve des résultats similaires dans une application au Burkina Faso pour les années 90.

Toutefois, la perte d'information relative aux ménages dont les revenus sont supérieurs à la ligne de pauvreté (homogénéité des non pauvres) ou encore celle associée à la création de catégories sur la simple base des revenus ainsi que le choix arbitraire de la ligne de pauvreté absolue sont autant de critiques adressées à l'endroit de cette approche discrète (Appleton, 2001; Datt et *al.*, 2004). Face à ces limites méthodologiques, d'autres chercheurs préfèrent la seconde approche consistant à régresser les dépenses de consommation/revenus du ménage i , y_i ⁴, ou encore ces mêmes dépenses/revenus exprimées en terme relatif aux besoins de base ($R = y_i/z$) sur les caractéristiques de ce ménage, x_i . Appleton (2001) présente une comparaison empirique de ces deux principales approches et arrive à la conclusion, qu'il n'y a pas véritablement de différences dans les résultats obtenus dans le cas de l'Ouganda. Pourtant, d'autres travaux proposent plusieurs arguments théoriques semblant favorisés l'approche continue au détriment de la discrète. C'est le cas entre autre, de Glewwe (1991), Mukherjee et *al.* (2003), Canagarajah et *al.* (2003), Banque Mondiale (2003), Datt et *al.* (2004), Audet et *al.* (2006). Cependant, certains auteurs n'abondent pas dans ce sens, argumentant que cette approche linéaire fait l'hypothèse (très) forte qu'un niveau de revenu plus élevé, implique un niveau d'utilité plus élevé (Cf. Fissuh et *al.*, 2004).

Par ailleurs, depuis le début des années 2000, un nouveau courant émerge pour identifier et analyser les écarts de niveaux de pauvreté entre différents groupes socioéconomiques. Cette méthode se base sur la méthode de décomposition développée dans les années 70 par Blinder (1973) et Oaxaca (1973) et adaptée par Bourguignon et *al.* (2002), Yun (2004, 2005) et Yun et *al.* (2006). C'est précisément dans ce contexte théorique que nous nous sommes appuyés pour analyser les déterminants des écarts de pauvreté dans les zones rurale et urbaine de Guinée.

³ Le lecteur pourra consulter Datt et *al.* (2004) et Fissuh et *al.* (2004) pour une liste d'applications.

⁴ Précisons que ces auteurs régressent le log du revenu *per capita* en s'appuyant sur l'argument que la distribution de cette variable se rapproche plus d'une distribution normale que le revenu exprimé en niveau (Appleton, 2001). De plus, la relation entre le revenu et les variables explicatives étant probablement non linéaire, il est fréquent de transformer ces variables sous forme logarithmique (Canagarajah et *al.*, 2003).

Dans la prochaine section, nous présentons les détails de la méthode de décomposition de Blinder-Oaxaca adaptée au contexte d'analyse de la pauvreté. Nous présenterons ensuite un portrait de la pauvreté géographique en Guinée, avant d'analyser ses déterminants et d'expliquer les écarts de pauvreté entre les deux strates en appliquant la décomposition de Blinder-Oaxaca. Enfin, nous concluons et présentons quelques recommandations aux vues de nos résultats.

2 Cadre méthodologique

La technique de décomposition de *Blinder-Oaxaca* a servi pendant plusieurs décennies à expliquer les écarts de salaires observés sur le marché de travail entre deux groupes de populations (hommes et femmes, noirs et blancs...). Partant de l'idée simple que les caractéristiques des individus peuvent être différemment valorisées sur le marché de travail, Blinder (1973) et Oaxaca (1973), suggèrent que les différences de salaires entre deux groupes peuvent être désagrégées en deux éléments à savoir : la composante des *caractéristiques* et la composante du *coefficient*.

La méthode consiste dans un premier temps à estimer les équations de salaires pour chacun des groupes, les déterminants des salaires d'un groupe étant ses propres caractéristiques. Le coefficient estimé d'une caractéristique représente la contribution ou le rendement de cette dernière dans la détermination du salaire du groupe. Ensuite l'écart entre les salaires moyens des deux groupes peut-être décomposé en une composante expliquée par la différence des caractéristiques (la part de la différence entre les gains dus aux caractéristiques des deux groupes) et une composante expliquée par la différence des rendements des caractéristiques (la part de la différence entre les gains dus aux rendements).

La technique de décomposition de Blinder-Oaxaca permet donc d'identifier d'une part les causes des écarts de revenu entre groupes et d'autre part, de quantifier les contributions séparées des différences de groupe dans les caractéristiques mesurables telles que le niveau d'éducation, l'expérience sur le marché du travail..., et la contribution des différences de rendement de ces caractéristiques⁵.

Dans le but d'expliquer les différences observées dans la distribution des revenus des ménages entre les pays, Bourguignon et *al.* (2002) estiment que de l'idée de Blinder - Oaxaca peut-être judicieusement appliquée aux revenus des ménages. Faisant observer au passage que la distribution des revenus des ménages dépend de plusieurs facteurs tels les salaires et les caractéristiques de ses membres, leur participation et de leurs choix occupationnels, la taille et la composition du ménage, ils proposent un élargissement de l'ensemble de modèles à estimer pour inclure à la fois la participation au marché du travail, les comportements de procréation, les choix éducationnels et autres, dans l'explication des différences de niveau de revenu entre les pays. Cette approche permet alors de décomposer les écarts

⁵ L'idée originelle de l'approche de Blinder - Oaxaca est présentée en annexe.

observés entre deux groupes de population pour n'importe quel indicateur de pauvreté ou d'inégalité.

Toutefois, l'une des principales limites de cette approche provient du fait que les vraies distributions conditionnelles ont été approximées en imposant *ex ante* des formes fonctionnelles aux modèles statistiques. De plus, l'application de cette méthode sur les indicateurs de pauvreté, en l'occurrence l'incidence de la pauvreté, conduit à normaliser les modèles statistiques afin de simuler les impacts de diverses politiques économiques. Dans ces conditions, la mesure de l'impact d'une politique sur les écarts de niveaux de pauvreté entre deux groupes ou dans le temps, conduit à une substitution successive de simulations. Ham, Svejnar et Terrell (1998) montrent que ces substitutions séquentielles conduisent à différents résultats dépendamment de l'ordre des substitutions⁶.

En 2004, Yun développe une méthodologie simple et générale qui permet d'obtenir la régression normalisée et de l'appliquer à la décomposition d'Oaxaca. Cette méthode vient améliorer certaines insuffisances relevées dans les précédentes dans la mesure où elle permet d'éviter le problème de dépendance liée à l'ordre des substitutions et peut fonctionner sans restriction quant aux formes fonctionnelles des modèles statistiques. Cette approche étend la décomposition d'Oaxaca aux modèles non linéaires. Yun (2004) généralise son analyse à la décomposition des différences sur le premier moment (moyenne) de la variable d'intérêt et montre qu'une décomposition du type Oaxaca pour les différences sur le premier moment peut être facilement combinée avec une équation normalisée.

Plus récemment, Yun et *al.* (2006) combinent les approches de la Banque mondiale (2003), de Bourguignon et *al.* (2002) et celle de Yun (2004, 2005) pour analyser les écarts de niveaux de pauvreté entre ménages serbes et albanais au Kosovo.

La méthodologie utilisée dans ce papier est une application du principe de décomposition de type Blinder-Oaxaca. Elle s'inspire de la généralisation de cette technique de décomposition proposée par Yun (2004, 2005) et Yun et *al.* (2006) pour expliquer les sources des différences observée dans l'incidence de pauvreté entre deux groupes de population : les ménages urbains et ruraux vivant en Guinée.

Cette méthode se décompose en cinq étapes principales : **1-** la spécification et régression du modèle ; **2-** l'estimation des taux de pauvreté pour chaque groupe ; **3-** la décomposition des écarts de pauvreté selon l'approche Oaxaca-Blinder ; **4-** la contribution d'une variable k , sur l'écart total de pauvreté entre deux groupes selon l'approche proposée par Yun (2004) et enfin, **5-** les tests de significativité des coefficients de la régression à l'aide de la méthode *delta* (Yun, 2005).

⁶ Il s'agit du « *path dependency problem* ».

- **Étape 1 : Spécification et régression du modèle⁷**

Après avoir transformé les dépenses *per capita* des ménages de l'enquête en une variable

dichotomique telle que
$$\begin{cases} POV_{ij} = 1 & \text{si } y_{ij} < z \\ POV_{ij} = 0 & \text{sinon} \end{cases}$$
 où y_{ij} est la dépense *per capita* du ménage i dans

le groupe j ($j = A, B$) et z est le seuil de pauvreté. En exprimant ce modèle sous forme de probabilité, nous dirons que la probabilité d'être pauvre pour le ménage i dans le groupe j est égale à :

$$P(y_{ij} < z) = P(POV_{ij} = 1) = \Phi[X_{ij}\beta_j] \quad (1)$$

où X_{ij} désigne le vecteur des caractéristiques observées du ménage i dans un groupe j et $\Phi(\cdot)$ est la fonction cumulative d'une distribution normale de moyenne nulle et de variance σ^2 . Une fois les coefficients $\hat{\beta}_j$ estimés grâce à la méthode du maximum de vraisemblance, nous pouvons calculer la probabilité prédite par le modèle et déterminer les effets marginaux représentant le changement dans la probabilité prédite par le modèle d'être pauvre.

- **Étape 2 : Estimation des taux de pauvreté dans chaque groupe.**

En utilisant les coefficients estimés du *Probit*, $\hat{\beta}_j$, l'incidence de pauvreté du groupe j , asymptotiquement équivalent au pourcentage de ménages pauvres dans le groupe j est donnée par :

$$P_{0j} = P(X_j, \hat{\beta}_j) = \overline{\Phi(X_{ij}\hat{\beta}_j)} = \left(\frac{1}{n_j}\right) \sum_{i=1}^{n_j} \Phi(X_{ij}\hat{\beta}_j) \quad (2)$$

- **Étape 3 : décomposition des écarts de pauvreté selon l'approche de Blinder – Oaxaca.**

Comme nous l'avons vu précédemment, les écarts de pauvreté peuvent être décomposés en deux composantes :

1- Une composante expliquée par la différence des caractéristiques observables :

$$Exp = \left[\overline{\Phi(X_A\hat{\beta}_A)} - \overline{\Phi(X_B\hat{\beta}_A)} \right] \quad (3)$$

⁷ Dans cette première étape, le modélisateur est libre de choisir entre l'approche qualitative (probit dichotomique) ou l'approche continue (Banque mondiale, 2003) présentées précédemment. Nous avons choisi d'utiliser le modèle qualitatif après avoir comparé le pouvoir prédictif obtenu avec les deux méthodes.

2- Une composante non expliquée, liée à la différence des coefficients pour les groupes d'intérêt, A et B :

$$NExp = \left[\overline{\Phi(X_B \hat{\beta}_A)} - \overline{\Phi(X_B \hat{\beta}_B)} \right] \quad (4).$$

Ainsi, les écarts de pauvreté entre deux groupes d'intérêt peuvent se décomposer de la manière suivante :

$$P_{0A} - P_{0B} = \underbrace{\left[\overline{\Phi(X_A \hat{\beta}_A)} - \overline{\Phi(X_B \hat{\beta}_A)} \right]}_{\text{différences de caractéristiques}} + \underbrace{\left[\overline{\Phi(X_B \hat{\beta}_A)} - \overline{\Phi(X_B \hat{\beta}_B)} \right]}_{\text{différences des coefficients (effets) des caractéristiques}} \quad (5)$$

- **Étape 4 : Contribution d'une variable k sur l'écart total de pauvreté entre les groupes A et B (Yun, 2004)**

Even et Macpherson (1990, 1993) montrent que la contribution d'une variable explicative k dans la composante Exp est donnée par :

$$Exp_k = \left[\overline{\Phi(X_A \hat{\beta}_B)} - \overline{\Phi(X_B \hat{\beta}_B)} \right] \left[\frac{(\bar{X}_A^k - \bar{X}_B^k) \hat{\beta}_A^k}{(\bar{X}_A - \bar{X}_B) \hat{\beta}_A} \right] \quad (6)$$

où \bar{X}_j^k c'est la moyenne des observations de la variable k dans le groupe j.

Une généralisation de ce résultat est proposée par Yun (2004) pour mesurer la contribution d'une variable k à l'écart total de pauvreté entre les groupes A et B. Ainsi, l'écart de pauvreté entre deux groupes peut être décomposé de façon détaillée comme suit :

$$P_{0A} - P_{0B} = \sum_{k=1}^K W_{\Delta X}^k \left[\overline{\Phi(X_A \hat{\beta}_A)} - \overline{\Phi(X_B \hat{\beta}_A)} \right] + \sum_{k=1}^K W_{\Delta \hat{\beta}}^k \left[\overline{\Phi(X_B \hat{\beta}_A)} - \overline{\Phi(X_B \hat{\beta}_B)} \right], \quad (7)$$

$$\text{où } W_{\Delta X}^k = \frac{(\bar{X}_A^k - \bar{X}_B^k) \hat{\beta}_A^k}{(\bar{X}_A - \bar{X}_B) \hat{\beta}_A}, \quad W_{\Delta \hat{\beta}}^k = \frac{\bar{X}_B^k (\hat{\beta}_A^k - \hat{\beta}_B^k)}{\bar{X}_B (\hat{\beta}_A - \hat{\beta}_B)}, \quad \text{et} \quad \sum_{k=1}^K W_{\Delta X}^k = \sum_{k=1}^K W_{\Delta \hat{\beta}}^k = 1.$$

- **Étape 5 : Tests de significativité des coefficients de la régression par la méthode delta.**

Il est possible de tester la significativité statistique des effets des coefficients et des caractéristiques dans l'équation (8) en utilisant la méthode delta (Yun, 2005).

Soient $C_k = W_{\Delta X}^k \left[\overline{\Phi(X_A \hat{\beta}_A)} - \overline{\Phi(X_B \hat{\beta}_A)} \right]$ et $D_k = W_{\Delta \hat{\beta}}^k \left[\overline{\Phi(X_B \hat{\beta}_A)} - \overline{\Phi(X_B \hat{\beta}_B)} \right]$, les effets respectifs des

caractéristiques et de coefficients de la variable k . Les variances asymptotiques de C_k et D_k sont données par :

$$\sigma_{C_k}^2 = \frac{\partial C_k}{\partial \beta'_A} \sum (\beta_A) \frac{\partial C'_k}{\partial \beta_A} \quad \text{et} \quad \sigma_{D_k}^2 = \frac{\partial D_k}{\partial \beta'_A} \sum (\beta_A) \frac{\partial D'_k}{\partial \beta_A} + \frac{\partial D_k}{\partial \beta'_B} \sum (\beta_B) \frac{\partial D'_k}{\partial \beta_B}$$

où $\frac{\partial C_k}{\partial \beta'_j}$ et $\frac{\partial D_k}{\partial \beta'_j}$ sont des vecteurs de gradient d'ordre $(1 \times K)$ et $\sum (\beta_j)$ est la matrice de covariance

asymptotique de β générée dans le groupe j . Cette matrice est directement obtenue à partir de la régression du modèle Probit⁸. Yun (2005) montre que sous l'hypothèse nulle de nullité des coefficients de

la variable k ie $C_k = 0$ et $D_k = 0$, les statistiques de test $t_{C_k} = \frac{C_k}{\sigma_{C_k}}$ et $t_{D_k} = \frac{D_k}{\sigma_{D_k}}$ suivent

asymptotiquement une loi normale.

Après avoir présenté les données utilisée et un rapide profil géographique de pauvreté pour la Guinée en 2002, nous appliquons cette approche basée sur la méthode de décomposition de Blinder-Oaxaca développée par Yun (2004) et Yun *et al.* (2006) dans le contexte de l'analyse des déterminants de la pauvreté.

3 Données et bref profil géographique de la pauvreté en Guinée

Les données utilisées dans ce travail sont issues de l'*Enquête Intégrée de Base pour l'Évaluation de la Pauvreté* (EIBEP)⁹ en Guinée, réalisée entre octobre 2002 et octobre 2003 auprès d'un échantillon national représentatif de 7 612 ménages. La consommation par tête¹⁰ a été retenue comme indicateur de revenu du ménage étant donné la sous-estimation généralement observée dans la déclaration de revenus par les ménages. La méthode de calcul utilisée pour calculer le seuil de pauvreté en Guinée repose sur

⁸ Nous aurions également pu générer $\sum (\beta_j)$ à l'aide d'un bootstrap paramétrique. Cette matrice estimée par bootstrap (Davidson et MacKinnon, 2003) est donnée par : $\sum (\beta_j) = \frac{1}{B-1} \sum_{i=1}^B (\beta_i^* - \bar{\beta}^*)(\beta_i^* - \bar{\beta}^*)'$ où B est le nombre de simulations effectuées, β^* est un vecteur $K \times 1$ des β obtenus par bootstrap et $\bar{\beta}^*$ est la moyenne des β .

⁹ Nous tenons à remercier Saikou Amadou Diallo pour nous avoir transmis la base de donnée ainsi que l'information s'y rattachant.

¹⁰ Ces dépenses sont la somme de la dépense monétaire et de la consommation non monétaire (autoconsommation, auto-prélèvement de biens et services consommés par les ménages en provenance de leurs activités non agricoles,...). De plus, la valeur d'usage du logement et des biens et services dérivés de la possession de biens de consommation durables a également été incorporée dans la consommation (Ministère du Plan et Direction Nationale de la Statistique, 2005).

l'estimation de la consommation totale par habitant et par an, nécessaire pour satisfaire le besoin énergétique minimum (Ravallion, 1994). L'état de pauvreté d'un ménage est déterminé en comparant les dépenses par tête à ce seuil de pauvreté absolu. L'application de la méthode de Ravallion a permis de calculer trois lignes de pauvreté : Conakry, autres centres urbains et milieu rural. Par ailleurs, un seuil global de pauvreté a été retenu au niveau national en déflatant les dépenses des ménages vivant dans le milieu rural et les autres zones urbaines. Ce seuil absolu global s'élève à de 387 692 Francs Guinéens¹¹ par an et par tête. De plus, les indices Foster, Greer et Thorbecke (FGT) ont été utilisés pour élaborer le profil de pauvreté en tenant compte des règles de pondération permettant d'avoir la représentativité au niveau national¹².

Notre objectif étant d'analyser la contribution des facteurs expliquant l'écart de pauvreté entre région *rurale* et *urbaine*, nous avons ramené le découpage Conakry, autres centres urbains et rural à deux groupes à savoir les zones urbaine et rurale. Les parts de la population dans ces deux zones se répartissent de manière inégalitaire puisque seulement 28,88% des ménages guinéens vivent dans les villes contre 71,12 dans les campagnes faisant ainsi de la Guinée un pays essentiellement rural comme bon nombre des pays limitrophes (Tableau 1).

Tableau 1 : Répartition de la population et dépenses par tête (F guinéens)

Zone	Répartition de des ménages¹³	Dépenses moyennes/tête
Urbaine	28,88%	910 453,69
Rurale	71,12%	515 593,94

Sources : Résultats obtenus par les auteurs à partir d'EIBEP 2002-03.

La pauvreté touche 41,2% des ménages guinéens dont la dépense par tête moyenne se situe autour de 260 000 francs guinéens. Le Tableau 2 met en évidence une pauvreté essentiellement rurale puisque 51,4% des ménages vivant en zone rurale sont pauvres ce qui correspond à près de 90% de la pauvreté

¹¹ Enquête Intégrée de Base pour l'Évaluation de la Pauvreté (EIBEP) en République de Guinée, 2003

¹² Ces indices se définissent par :

$$P_{\alpha} = \frac{1}{\sum_{i=1}^n w_i} \sum_{i=1}^n w_i \left(\frac{z - Y_i}{z} \right)^{\alpha} 1_{Y_i \leq z},$$

avec α le paramètre d'aversion à la pauvreté, n le nombre total de ménages dans la population, z la ligne de pauvreté, Y_i la dépense par tête du ménage i et w_i poids du ménage i dans la population, suivant la structure de l'échantillon. Les indices P_0 , P_1 , et P_2 désignent respectivement l'incidence, l'intensité et la sévérité de la pauvreté.

¹³ L'enquête dénombre 1 257 240 ménages guinéens.

enregistrée au niveau national. La pauvreté en zone urbaine se situe autour de 16% des ménages. Plus de 55% des ménages vivant en zone urbaine sont situés dans la capitale Conakry, où près de 13% vivent en dessous du seuil de pauvreté.

Si nous décomposons la pauvreté selon les régions naturelles de la Guinée¹⁴, nous constatons que seul Conakry connaît un taux de pauvreté relativement faible (12,88%). Les autres régions naturelles sont essentiellement rurales (Cf. Tableau 5) puisque chacune d'entre elle est à plus de 80% en zone rurales (91,56% pour la région de la Moyenne Guinée).

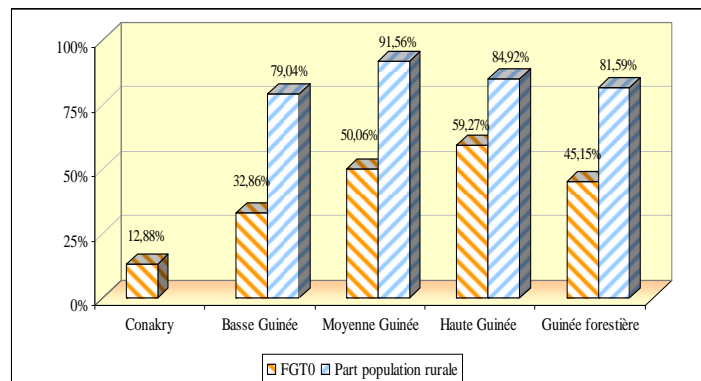
Tableau 2 : Profil de pauvreté géographique

	FGT₀	FGT₁	FGT₂
Guinée	0,412 <i>0,0058</i>	0,136 <i>0,0025</i>	0,062 <i>0,0013</i>
Zone urbaine	0,160 <i>0,0070</i>	0,038 <i>0,0024</i>	0,014 <i>0,0010</i>
Zone rurale	0,514 <i>0,0091</i>	0,176 <i>0,0042</i>	0,082 <i>0,0026</i>

Sources : Résultats obtenus par les auteurs à partir d'EIBEP 2002-03.

La Figure 1 montre que hormis la Basse Guinée et la capitale, les autres régions naturelles guinéennes sont touchées par la pauvreté dépassant le taux national (41,2%). Ceci est d'autant plus important qu ces régions sont habitées par 63,86% des ménages.

Figure 1 : Incidence de la pauvreté selon les régions naturelles de la Guinée



Sources : Résultats obtenus par les auteurs à partir d'EIBEP 2002-03.

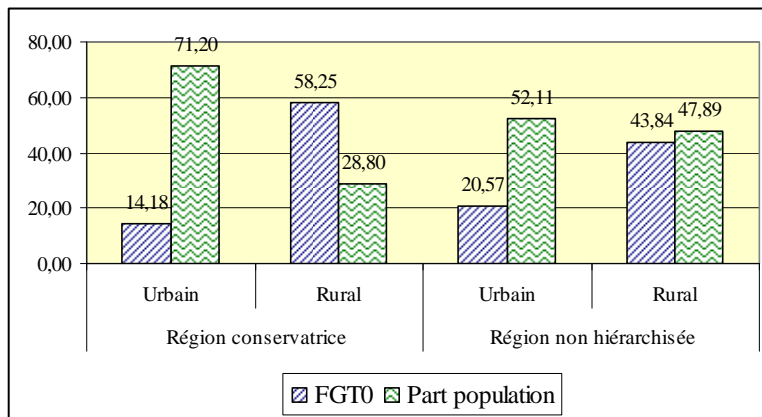
Des cinq régions naturelles guinéennes, deux types de société semblent se dissocier. La Moyenne et Haute Guinée sous couvert d'une forte centralisation du pouvoir politique sont avec Conakry, les régions attachées aux valeurs traditionnelles (région conservatrice) alors que la Basse Guinée et la Guinée

¹⁴ Les régions naturelles de Guinée sont au nombre de cinq : Conakry, Basse Guinée, Moyenne Guinée, Haute Guinée et Guinée forestière.

forestière au sud-est du pays semblent moins affectées par ce pouvoir (région non hiérarchisée). Dans cette dernière, l'incidence de la pauvreté serait légèrement moins importante (39,3%) que dans la région conservatrice (42,5%) ce qui peut sembler surprenant étant donnée la présence de Conakry. Ainsi, il semblerait que les retombées du pouvoir économique et politique ne suffisent pas à réduire l'incidence de la pauvreté. Si nous découpons cette répartition géographique en zones urbaine et rurale, nous constatons que le milieu rural est celui dans lequel la pauvreté est importante.

La Figure 2 rapporte que la région conservatrice est majoritairement urbaine (71,20%) et que 14,18% des ménages urbains vivant dans cette région sont pauvres. Cependant 58,25% des 28,80% des ménages vivant en milieu rural dans cette zone sont pauvres. Cette tendance se confirme dans la région moins hiérarchisée puisque 43,84% des ménages ruraux sont pauvres.

Figure 2 : Incidence de la pauvreté selon le pouvoir politique des régions naturelles



Sources : Résultats obtenus par les auteurs à partir d'EIBEP 2002-03.

Étant donné cet ensemble de résultats axés sur le découpage géographique de la pauvreté, la scission « *urbain-rural* » nous apparaît comme étant un facteur déterminant dans l'analyse de la pauvreté en Guinée. Dans la section suivante, nous allons voir comment cet écart peut être expliqué grâce à des facteurs directement liés à la région en appliquant la méthode de décomposition développée par Yun (2004) et Yun et al. (2006).

4 Éléments d'explication de l'écart de pauvreté entre régions urbaine et rurale en Guinée

Dans cette section, nous présentons dans un premier temps les déterminants de la pauvreté obtenu grâce au modèle qualitatif de type Probit. Les résultats présentés dans le Tableau 3 sont obtenus en estimant la probabilité pour chaque ménage d'être pauvre pour l'ensemble de la Guinée puis séparément pour le milieu rural (*groupe A*) et le milieu urbain (*groupe B*). Nous avons ensuite décomposé l'écart entre les probabilités moyennes d'être pauvre entre les milieux rural et urbain en effets dus aux caractéristiques des

ménages et en effets liés aux coefficients selon l'approche de Yun (2004) et Yun et al. (2006) présentées précédemment.

Tableau 3 : Déterminants de la pauvreté en République de la Guinée (modèle Probit)

	Guinée		Milieu Rural		Milieu Urbain	
	<i>Estimés</i>	<i>Std. Err.</i>	<i>Estimés</i>	<i>Std. Err.</i>	<i>Estimés</i>	<i>Std. Err.</i>
<i>Constante</i>	-0,8765***	0,2205	-0,8550***	0,2546	-1,3389***	0,4332
<i>Vivre en région conservatrice</i>	-0,1526**	0,0718	0,3697***	0,0848	-0,2013**	0,0918
<i>Temps pour atteindre transport (mn)</i>	0,0013***	0,0004	0,0008**	0,0004	0,0025	0,0023
<i>Temps pour atteindre école primaire (mn)</i>	-0,0019***	0,0006	-0,0019***	0,0007	0,0028	0,0031
<i>Temps pour atteindre établissement santé (mn)</i>	0,0013***	0,0004	0,0007*	0,0004	-0,0007	0,0021
<i>Taille du ménage</i>	0,0799***	0,0068	0,0873***	0,0098	0,0786***	0,0078
<i>Age CM</i>	0,0182**	0,0088	0,0171*	0,0103	0,0233	0,0158
<i>Age CM²</i>	-0,0001*	0,0001	-0,0001	0,0001	-0,0002	0,0001
Marché du travail (Ref : Agriculteur/Éleveur)						
<i>Salarié ou indépendants du secteur formel</i>	-0,9004***	0,1035	-0,3401*	0,1914	-0,6357***	0,1541
<i>Indépendants du secteurs informel</i>	-0,6512***	0,0732	-0,2724***	0,0916	-0,3795***	0,1362
<i>Inactifs et chômeurs</i>	-0,3377***	0,0704	-0,1442*	0,0817	-0,3407**	0,1366
<i>Proportion de femmes actives dans le ménage</i>	-0,0957	0,1295	-0,2024	0,1426	-0,3021	0,2471
<i>Proportion d'hommes actifs dans le ménage</i>	-0,3948***	0,1270	-0,2679*	0,1568	-0,8460***	0,2104
<i>Réception de biens ou d'argent d'ailleurs</i>	-0,4078***	0,0480	-0,4782***	0,0581	-0,3948***	0,0699
Niveau d'éducation du chef du Ménage (Ref : Non instruit)						
<i>Primaire</i>	-0,2589***	0,0774	-0,2042**	0,1024	-0,1806*	0,1064
<i>Secondaire</i>	-0,3400***	0,0756	-0,0551	0,1064	-0,5460***	0,1112
<i>Technique et professionnelle</i>	-0,5804***	0,1292	-0,4337*	0,2421	-0,4821***	0,1487
<i>Universitaire</i>	-1,1962***	0,1294	-0,8889**	0,3603	-0,9206***	0,1394
Probabilités prédites d'être pauvre (observée)	0,36739 (0,412)		0,5453 (0,514)		0,2045 (0,16)	
	<i>Nb obs : 7092</i>		<i>Nb obs : 3382</i>		<i>Nb obs : 3710</i>	
	<i>F(17 497) = 42.48</i>		<i>F(17, 319) = 20.85</i>		<i>F(17, 162) = 17.40</i>	
	<i>Prob>F = 0.0000</i>		<i>Prob>F = 0.0000</i>		<i>Prob>F = 0.0000</i>	

Sources : Résultats obtenus par les auteurs à partir d'EIBEP 2002-03.

(*** significatif à 1% ; ** significatif à 5% et * significatif à 10%)

Pour identifier les déterminants de la pauvreté nous avons sélectionné un grand nombre de variables pertinentes basées sur des caractéristiques propres aux ménages et à l'environnement dans lequel il évolue. Après avoir éliminé progressivement de la régression les variables non significatives, nous avons retenu

neuf (9) variables nous permettant ainsi de mieux comprendre quels sont les facteurs influençant la probabilité d'être pauvre.

Les caractéristiques démographiques à savoir la *taille du ménage* et *l'âge de son chef* influencent positivement le risque du ménage d'être pauvre alors que la variable caractérisant le cycle de vie (*âge CM²*) se révèle être non significative. Ceci est vrai à l'échelle nationale et se confirme pour les zones étudiées à l'exception de l'âge du chef de ménage qui n'est pas significatif pour la zone urbaine. En effet, quel que soit le milieu de résidence considéré, plus la taille du ménage est grande, plus grand est le risque d'être pauvre.

En terme d'effet marginal, le Tableau 6 montre qu'une hausse unitaire de la taille du ménage accroît de 3,48% la pauvreté d'être pauvre en milieu rural, de 1,51% en milieu urbain et de 3,06% à l'échelle nationale.

L'effet de l'âge sur la probabilité d'être pauvre bien que significatif pour la Guinée et pour la zone rurale a un effet relativement faible puisque une hausse unitaire de l'âge du chef du ménage accroît de moins de 1% la probabilité d'être pauvre. Concernant la variable *vivre dans la région conservatrice*, nous constatons qu'elle est significative mais que le signe change selon que les ménages vivent en milieu rural ou urbain. En effet, si un ménage rural vivant dans la région non hiérarchisée déménageait en zone rurale conservatrice, il connaîtrait une hausse de sa probabilité d'être pauvre de 14,66%. Par contre le ménage urbain déménageant de la zone non hiérarchisée à la région conservatrice verrait sa probabilité d'être pauvre de 4,06%.

Les variables d'accès aux services de base se révèlent être significatives à l'échelle nationale et pour les ménages vivant en zone rurale mais non significatives pour les ménages urbains. Aussi, des recommandations dans la facilité d'accès à ces services pourraient être faites tout en étant conscient que les effets marginaux restent très faibles.

De plus, les ménages guinéens dont le chef est instruit y compris ceux ayant un niveau primaire, semblent moins affectés par la pauvreté que les ménages dirigés par un chef sans aucune instruction. Ceci semble se confirmer en milieu urbain. En effet, dans cette strate un chef de ménage ayant un niveau d'éducation de niveau secondaire et plus, réduit sa probabilité d'être pauvre de 7% et plus, en comparaison à un chef de ménage sans éducation. En milieu rural, le chef de ménage de niveau primaire court moins de risque d'être pauvre que celui sans éducation (8,12%). Par contre, le niveau secondaire ne lui serait pas profitable contrairement aux diplômés du supérieur. En effet, posséder un diplôme technique diminuerait sa probabilité d'être pauvre de 16,92% (respectivement de 31,86% pour un diplôme supérieur). De manière générale, l'instruction réduit les risques d'être pauvre quelque soit les strates.

Par ailleurs, les ménages bénéficiant de transferts de revenus courent moins de risque d'être pauvres que ceux n'en recevant pas. Ce résultat se confirme au niveau national ainsi que dans les deux zones étudiées. C'est encore en milieu rural que cette variable aurait l'effet le plus important avec une réduction de la pauvreté de 18,90% pour un ménage rural qui recevrait de tels transferts sans en recevoir initialement. Au niveau des catégories socioprofessionnelles du chef de ménage, nous observons que l'agriculteur/éleveur court plus de risque d'être pauvre en comparaison des autres types de travailleurs au niveau national et pour les deux régions. Nous observons qu'un chef de ménage initialement agriculteur/éleveur en milieu rural pourrait diminuer sa probabilité d'être pauvre de 13,41% s'il devenait travailleur salarié ou indépendant dans le secteur formel et de 10,81% s'ils devenaient indépendants dans le secteur informel.

Nous avons souhaité regarder la composition des ménages en terme de proportion d'homme et de femme actifs dans le ménage, et voir si celle-ci influençait la probabilité d'être pauvre du ménage. Les résultats obtenus montrent que la proportion de femme active n'a pas d'impact significatif contrairement à celle des hommes tant au niveau national que dans les deux strates. Ainsi, accroître la proportion d'hommes actifs dans le ménage de 1% pourrait réduire la probabilité d'être pauvre de 15,3% au niveau national, de 16,21 en zone urbaine et de 10,68% en milieu rural.

Les résultats de la régression nous permettent de calculer l'incidence de la pauvreté prédite (ou probabilité moyenne d'être pauvre) pour les deux zones. Cette incidence estimée est de 54,53% en milieu rural et de 20,45% dans le milieu urbain. Notons que les estimations obtenues pour les zones rurale et urbaine sont assez proches des incidences de la pauvreté observées (resp. 51,4% et 16%). Ainsi, l'écart estimé de pauvreté entre les deux régions est de 34,08% contre 35,40% pour l'écart observé. Ceci nous permet de croire à un bon pouvoir prédictif de notre modèle à l'instar des résultats obtenus par Yun et *al.* (2006). La décomposition de l'écart de pauvreté, soit 34,08% entre le milieu rural et le milieu urbain, est présentée dans le Tableau 4.

Au niveau agrégé, 24,09% de l'écart entre la pauvreté rurale et la pauvreté urbaine est expliqué par les différences dans les caractéristiques des ménages. Ceci signifie donc que si les différences dans les caractéristiques des ménages ruraux d'avec les ménages urbains disparaissaient, l'écart de pauvreté entre les deux groupes serait réduit de 8,21 points de pourcentage. 75,91% de l'écart de pauvreté s'explique par les écarts de coefficients si nous supposons que les deux groupes de ménages n'avaient pas de caractéristiques différentes¹⁵. Autrement dit si les deux groupes de ménages étaient identiques d'un point de vue de leurs caractéristiques, l'écart de pauvreté serait encore de 25,87%.

La principale raison pour laquelle les ménages ruraux sont plus pauvres que les ménages urbains en

¹⁵ L'effet coefficient peut être interprété comme un facteur atténuant la réduction de la pauvreté issu de la différence dans les caractéristiques des ménages ruraux et urbains.

Guinée vient de l'effet coefficient de la variable liée à la résidence en zone hiérarchisée (8,98 points de pourcentage). De plus, si les ménages ruraux décidaient d'aller vivre dans la région conservatrice, l'écart de pauvreté pourrait s'accroître de 1,12 points de pourcentage.

Nous constatons également que l'écart de pauvreté entre ménages ruraux et urbains s'explique en grande partie par l'effet coefficient du terme constant (21,52%). Ceci signifie que même si les ménages ruraux avaient les mêmes caractéristiques que les ménages urbains et que l'effet atténuateur de la réduction de la pauvreté associé aux caractéristiques des ménages urbains était plus faible (effet coefficient), il y aurait un écart de 7,33 points de pourcentage entre l'incidence de la pauvreté des ménages ruraux et celle des urbains.

Tableau 4 : Décomposition de l'écart de taux de pauvreté de 34,08% en milieu rural et le milieu urbain en République de Guinée

	Effets des caractéristiques		Effets des coefficients	
	Estimés	%	Estimés	%
Effets agrégés (avec la constante)	0,0821	24,09%	0,2587	75,91%
<i>Constante</i>	0,0000	0,00%	0,0733***	21,52%
<i>Vivre en zone hiérarchisée</i>	-0,0112***	-3,27%	0,0898***	26,35%
<i>Temps pour atteindre transport (mn)</i>	0,0097	2,84%	-0,0134	-3,93%
<i>Temps pour atteindre école primaire (mn)</i>	-0,0079	-2,33%	-0,0158	-4,64%
<i>Temps pour atteindre établissement santé (mn)</i>	0,0234	6,86%	0,0098	2,87%
<i>Taille du ménage</i>	-0,0186	-5,45%	0,0015	0,44%
<i>Age CM</i>	0,0065	1,89%	-0,0206	-6,05%
<i>Age CM²</i>	-0,0075	-2,20%	0,0303	8,88%
<i>Proportion de femmes actives dans le ménage</i>	0,0032***	0,94%	-0,0120	-3,53%
<i>Proportion d'hommes actifs dans le ménage</i>	-0,0003***	-0,10%	0,0169*	4,96%
<i>Réception de biens ou d'argent d'ailleurs</i>	-0,0065***	-1,90%	-0,0016***	-0,46%
Marché du travail (Réf : Agriculteur / Éleveur)	0,0574	16,84%	0,0635	18,62%
<i>Salarié ou indépendants du secteur formel</i>	0,0269***	7,91%	0,0236***	6,93%
<i>Indépendants du secteurs informel</i>	0,0302***	8,85%	0,0158**	4,64%
<i>Inactifs et chômeurs</i>	0,0003***	0,08%	0,0240*	7,05%
Niveau d'éducation du chef du Ménage (Réf : Non instruit)	0,0340	9,97%	0,0371	10,88%
<i>Primaire</i>	0,0007***	0,20%	0,0046***	1,34%
<i>Secondaire</i>	0,0004***	0,11%	0,0209**	6,14%
<i>Technique et professionnelle</i>	0,0122***	3,57%	0,0029***	0,85%
<i>Universitaire</i>	0,0208***	6,09%	0,0087**	2,56%

Sources : Résultats obtenus par les auteurs à partir d'EIBEP 2002-03.

(*** significatif à 1% ; ** significatif à 5% et * significatif à 10%)

Nos résultats montrent que les différences dans le type d'emploi expliquent à 16,84% l'écart de pauvreté entre le milieu rural et le milieu urbain et l'éducation à 9,97%. Autrement dit, si nous ramenions le niveau d'éducation des chefs de ménage du milieu rural à celui des chefs de ménages du milieu urbain, l'écart de pauvreté entre les deux régions serait réduit de 3,4 points de pourcentage. Il faut toutefois constater que si les chefs de ménage du milieu rural recevaient une éducation supérieure (universitaire), le taux de pauvreté dans cette zone serait réduit de 6,09% alors que favoriser l'éducation primaire (resp. secondaire) n'aurait qu'un effet marginal avec une baisse de la pauvreté de seulement 0,20% (resp. 0,11%). De même, si les conditions du marché de travail dans le milieu rural étaient similaires à celles des travailleurs du milieu urbain, l'écart de pauvreté pourrait être réduit de 5,74 points de pourcentage. Il faudrait pour cela modifier fortement la structure du marché du travail dans la zone rurale en mettant en place des politiques favorisant par exemple l'accès au marché formel (7,91%) et même informel (8,85%). Ajoutons que les effets liés aux coefficients sont légèrement supérieurs aux effets caractéristiques pour ces deux variables (marché du travail avec 18,68% et éducation du chef du ménage avec 10,88%).

Concernant les transferts, nous constatons que l'effet caractéristique associé est significatif mais négatif signifiant que l'écart dans les incidences de la pauvreté pourrait être aggravé si les deux types de ménage recevaient des transferts. Il faut cependant noter que l'écart ne serait accru que de 0,65 points de pourcentage. Notons enfin que les variables liées à l'accès aux besoins de base ne sont pas significatives dans l'explication de l'écart dans les incidences entre ménages ruraux et urbains.

Il ressort de cette analyse que les actions à mener en Guinée devraient être axée sur la « réduction » des différences existantes dans les caractéristiques des chefs de ménages comme le niveau d'éducation ou le type d'emploi occupé. Toutefois, l'effet coefficient nous montre que les différences dans les caractéristiques des ménages ne suffisent pas pour réduire considérablement l'écart entre la pauvreté rurale et celle observée en milieu urbain.

5 Conclusion et recommandations

Cette étude montre que la taille du ménage, la région naturelle de résidence (conservatrice ou non), le niveau d'instruction du chef de ménage et son statut de profession ainsi que les transferts reçus sont des déterminants importants de la pauvreté en république de la Guinée. Les variables liées à l'accès aux services de base nous apparaissent aussi être des facteurs importants pour expliquer la pauvreté, notamment en zone rurale.

La décomposition de l'écart de pauvreté entre le milieu rural et le milieu urbain permet de constater que les différences de caractéristiques entre les ménages ruraux et urbains quant aux niveaux d'instruction et aux différences structurelles observées sur le marché du travail, sont

deux facteurs expliquant les écarts de pauvreté entre les deux régions. Aussi, les politiques visant à améliorer le niveau d'éducation, à promouvoir et revaloriser l'agriculture devraient permettre de réduire notablement la pauvreté en milieu rural. Nous avons également constaté que le fait de vivre en milieu rural dans la région conservatrice pouvait non seulement accroître la probabilité d'être pauvre mais que l'effet caractéristique associé à cette variable pouvait accroître l'écart entre les incidences de pauvreté dans ces deux régions. Il serait intéressant de regarder pour quelles raisons cette zone géographique semble jouer un rôle important dans l'analyse de la pauvreté en Guinée.

6 Bibliographie

- Appleton S., (2001), "The rich are just like us, only richer: poverty functions or consumption functions?", *Journal of African Economics*, Vol 10, #4, p 433- 469.
- Arneber, M. W. et Pederson, J. (1999) "Urban Households and Urban Economy in Eritrea: Analytical, Report from the urban Eritrean Household income and expenditure survey 1996/97", Fafo Institute for Applied Social Science, Oslo, Norway, 149 pages.
- Audet, M., D. Boccanfuso et P. Makdissi, « The Geographic Determinants of Poverty in Albania », Cahier de recherche du GREDE #06-12.
- Banque Mondiale, 2003, Poverty Reduction Strategy Sourcebook, <http://www.worldbank.org/poverty/strategies/sourcons.htm>.
- Banque Mondiale, (2005), « Guinée, Diagnostic de la Pauvreté ».
- Bardhan, P. K., (1984), "*Land, labor and rural poverty: Essays in development economics*." Oxford University Press, New Delhi.
- Blinder, A.S., (1973), "Wage discrimination: reduced form and structural estimates", *Journal of Human Resources*, 8, 436-455.
- Bourguignon F., F. H. Ferreira, P. G. Leite. (2002), "Beyond Oaxaca-Blinder: Accounting for differences in household income, distributions across countries" The World bank policy research working paper 2828.
- Canagarajah, S. et Portner, C.C (2003) "Evolution of Poverty and Welfare in Ghana in the 1990s: Achievements and Challenges", the World Bank, African Region Working Paper Series, No.61.
- Davidson. R et MacKinnon J. G. (2003) "*Econometric Theory and Methods*" Oxford University Press (New York)
- Datt, G., K. Simler, S. Mukherjee et G. Dava, J., (2000), "Rebuilding after war: micro-level determinants of poverty reduction", International Food Policy Research Institute, Research report # 132, 106 pages.
- Even W.. E. et D. A. Macpherson, (1993), "*The decline of private-sector unionism and the gender wage gap*" *The Journal of Human Resources*; Spring 1993; 28, 2; ABI/INFORM Global pg. 279
- Fagernäs, S. (2004), "*Analysing the distributional impacts of stabilization policy with a CGE model: Illustrations and critiques for Zimbabwe*", ESAU Working paper n° 4, Overseas development institute.
- Fairlie R. W., (2005), "An extension of the Blinder-Oaxaca decomposition technique to logit and probit models" *Journal of Economic and Social Measurement*, 30, pp 305–316.
- Fissuh E. et M. Harris, (2004), "Determinants of Poverty in Eritrea: A Household level Analysis," *Econometric Society 2004, Australasian Meetings 364*, Econometric Society.

- Fofack, H., (2002), "The Nature and Dynamics of Poverty in Burkina Faso in the 1990s", World Bank Policy Research Working Paper, No. 2847.
- Glewwe, P. (1991), "Investigating the determinants of household welfare in Cote d'Ivoire", *Journal of Development Economics*, 35, 2, pp. 307-337.
- Grootaert, C. (1997), "The Determinants of Poverty in Côte d'Ivoire in the 1980s", *Journal of African Economies*, Volume 6, Number 2, pp. 169-196.
- Khan, H., (2005), "Poverty impact of trade liberalization policies in computable general equilibrium models: Theory and some policy experiments", mimeo, Banque asiatique de développement, Tokyo.
- Mukherjee S. et T. Benson, (2003), "The Determinants of Poverty in Malawi, 1998", *World Development* Vol. 31, No. 2, pp. 339-358.
- Oaxaca, R., (1973), "Male-female wage differentials in urban labor markets", *International Economic Review*, 14, 693-709.
- République de la Guinée, Poverty Reduction Strategy Paper, Janvier 2002.
- République de la Guinée, (2006), « Third progress report on the poverty reduction strategy », Ministry of State for Economic Development, Ministry of Economy and Finance.
- Yun M.-S., (2004), "Decomposing Differences in the First Moment" *Economics Letters*, 82, pp 275-280.
- Yun M.-S., (2005), "Hypothesis tests when decomposing differences in the first moment », *Journal of Economic and Social Measurement*, 30, 295-304.
- Yun M.-S., I. N. Gang et S. K. Bhaumik, (2006), "A note on Decomposing Differences in Poverty Incidence Using Regression Estimates: Algorithm and Example" Discussion Paper series No. 2262 IZA, Germany.

7 Annexe

a. L'idée originelle de l'approche Blinder-Oaxaca

- Équations de salaires

Binder (1973) et Oaxaca (1973) proposent d'estimer la discrimination des salaires entre homme et femme de la façon suivante. Les équations de salaire sont estimées séparément sur la sous-population des hommes (h) et sur la sous-population des femmes (f).

$$\begin{cases} W_{ij}^f = X_{ij}^f b^f + u_{ij}^f \\ W_{ij}^h = X_{ij}^h b^h + u_{ij}^h \end{cases}$$

La variable expliquée est le logarithme du salaire (W_{ij}) de l'individu i travaillant dans l'entreprise j. Le logarithme de salaire est expliqué par un vecteur de variables explicatives (X_{ij}) et u_{ij} est une perturbation. Avec cette modélisation, on peut calculer les salaires que gagneraient les femmes si elles étaient payées comme les hommes $X_{ij}^f \hat{b}^h$, et ce que gagneraient les hommes s'ils étaient payés comme les femmes $X_{ij}^h \hat{b}^f$.

- Décomposition de l'écart de salaires

En utilisant l'estimation des rendements des caractéristiques observables (\hat{b}), l'écart entre les salaires moyens des hommes et des femmes ($\overline{W^h} - \overline{W^f}$) peut être décomposé en une composante expliquée par la différence des caractéristiques observables moyennes ($(\overline{X^h} - \overline{X^f}) \hat{b}^h$) et en une composante non expliquée, liée à des rendements d caractéristiques observables données différents pour les hommes et les femmes ($\overline{X^f} (\hat{b}^h - \hat{b}^f)$) :

$$\overline{W^h} - \overline{W^f} = \underbrace{(\overline{X^h} - \overline{X^f}) \hat{b}^h}_{\text{différences de caractéristiques}} + \underbrace{\overline{X^f} (\hat{b}^h - \hat{b}^f)}_{\text{différences de rendement des caractéristiques}}$$

b. Liste de variables retenues pour la régression Probit.

Intitulé de la variable	Type
<i>Vivre en région conservatrice (Conakry, Moyenne- et Haute-Guinée)</i>	dichotomique
<i>Temps pour atteindre transport (mn)</i>	continue
<i>Temps pour atteindre école primaire (mn)</i>	continue
<i>Temps pour atteindre établissement santé (mn)</i>	continue
<i>Taille du ménage</i>	continue
<i>Age CM</i>	continue
<i>Age CM²</i>	continue
<i>Proportion de femmes actives dans le ménage</i>	continue
<i>Proportion d'hommes actifs dans le ménage</i>	continue
<i>Réception de biens ou d'argent d'ailleurs</i>	dichotomique
Marché du travail (Ref : Agriculteur/Éleveur)	
<i>Salarié ou indépendants du secteur formel</i>	dichotomique
<i>Indépendants du secteurs informel</i>	dichotomique
<i>Inactifs et chômeurs</i>	dichotomique
Niveau d'éducation du chef du Ménage (Ref : Non instruit)	
<i>Primaire</i>	dichotomique
<i>Secondaire</i>	dichotomique
<i>Technique et professionnelle</i>	dichotomique
<i>Universitaire</i>	dichotomique

Variables non retenues : sexe, nombre de têtes de bétail possédées, nombre d'hectares de terre possédés, Temps atteindre source eau à pieds, temps pour atteindre marché à pieds, temps pour atteindre école secondaire à pieds, statut matrimonial.

c. Autres résultats

Tableau 5 : Répartition de la population par région naturelle et indices de pauvreté dans ces régions

Régions naturelles	strate			Part de la population	FGT0	FGT1	FGT2
	Urbain	Rural	Guinée				
Conakry	15,91% (-0,0132) [0,1348; 0,1868]	0,00% 0	15,91% (-0,0132) [0,1348; 0,1868]	15,91%	0,129	0,027	0,009
Basse Guinée	4,24% (20,96%) (-0,0048) [0,0339; 0,0529]	15,99% (79,04%) (-0,0227) [0,1201; 0,2097]	20,23% (100%) (-0,0234) [0,1603; 0,2521]	20,23%	0,329	0,097	0,040
Moyenne Guinée	2,08% (8,44%) (-0,0027) [0,0161; 0,0267]	22,56% (91,56%) (-0,0261) [0,1785; 0,2809]	24,64% (100%) (-0,0263) [0,1984; 0,3016]	24,64%	0,501	0,177	0,086
Haute Guinée	2,58% (15,08%) (-0,0043) [0,0186; 0,0357]	14,53% (84,92) (-0,0229) [0,1057; 0,1964]	17,11% (100%) (-0,0233) [0,13; 0,2219]	17,11%	0,593	0,217	0,103
Guinée forestière	4,07% (18,41%) (-0,0057) [0,0308; 0,0535]	18,04% (81,59) (-0,0242) [0,1376; 0,2329]	22,11% (100%) (-0,0249) [0,176; 0,2738]	22,11%	0,451	0,144	0,062
Guinée	28,88% (-0,0093) [0,2708; 0,3074]	71,12% (-0,0093) [0,6926; 0,7292]	100,00%	100,00%	0,412	0,136	0,062

Sources : Résultats obtenus par les auteurs à partir d'EIBEP 2002-03.

Note : (.) : Pourcentage ligne

(.) : Écart-type de la cellule.

[.] : Intervalle de confiance de la cellule.

Tableau 6 : Élasticités après estimation du Probit (effets marginaux¹⁶)

	Guinée		Rural		Urbain	
	dy/dx	Std, Err,	dy/dx	Std, Err,	dy/dx	Std, Err,
<i>Vivre en région conservatrice (Λ)</i>	0,0582**	0,0273	0,1466***	0,0332	-0,0406**	0,0190
<i>Temps pour atteindre transport (mn)</i>	0,0005***	0,0002	0,0003**	0,0002	0,0005	0,0004
<i>Temps pour atteindre école primaire (mn)</i>	-0,0007***	0,0002	-0,0007***	0,0003	0,0005	0,0006
<i>Temps pour atteindre établissement santé (mn)</i>	0,0005***	0,0001	0,0003*	0,0002	0,0001	0,0004
<i>Taille du ménage</i>	0,0306***	0,0026	0,0348***	0,0039	0,0151***	0,0018

¹⁶ L'effet marginal pour les variables dichotomiques caractérise le changement dans la probabilité prédite d'être pauvre en passant du groupe de référence à un groupe en particulier. Pour les variables continues, cet effet est celui d'un changement marginal de la variable évalué autour de sa moyenne.

	Guinée		Rural		Urbain	
	dy/dx	Std, Err,	dy/dx	Std, Err,	dy/dx	Std, Err,
<i>Age CM</i>	0,0070**	0,0034	0,0068*	0,0041	0,0045	0,0030
<i>Age CM²</i>	-0,0001*	0,0000	-0,0001	0,0000	0,0000	0,0000
Marché du travail (Ref : Agriculteur/Éleveur)						
<i>Salarié ou indépendants du secteur formel(^)</i>	-0,2856***	0,0258	-0,1341*	0,0733	-0,1015***	0,0204
<i>Indépendants du secteurs informel(^)</i>	-0,2277***	0,0232	-0,1081***	0,0359	-0,0694***	0,0237
<i>Inactifs et chômeurs(^)</i>	-0,1261**	0,0256	-0,0575*	0,0325	-0,0605***	0,0224
<i>Proportion de femmes actives dans le ménage</i>	-0,0367	0,0496	-0,0807	0,0568	-0,0579	0,0473
<i>Proportion d'hommes actifs dans le ménage</i>	-0,1513***	0,0487	-0,1068*	0,0625	-0,1621***	0,0393
<i>Réception de biens ou d'argent d'ailleurs(^)</i>	-0,1526***	0,0174	-0,1890***	0,0225	-0,0685***	0,0118
Niveau d'éducation du chef du Ménage (Ref : Non instruit)						
<i>Primaire(^)</i>	-0,0955***	0,0275	-0,0812**	0,0404	-0,0317*	0,0171
<i>Secondaire(^)</i>	-0,1235***	0,0256	-0,0220	0,0425	-0,0828***	0,0142
<i>Technique et professionnelle(^)</i>	-0,1968***	0,0367	-0,1692*	0,0896	-0,0716***	0,0171
<i>Universitaire(^)</i>	-0,3293***	0,0214	-0,3186***	0,1012	-0,1117***	0,0120

Sources : Résultats obtenus par les auteurs à partir d'EIBEP 2002-03.

(^) dy/dx est un changement de niveau de 0 à 1 pour la variable dichotomique. dy/dx est évaluée autour de 0 pour les variable dichotomique et la moyenne pour la variable taille du ménage.

(*** significatif à 1% ; ** significatif à 5% et * significatif à 10%)