

**ECART DE MALNUTRITION ENTRE LES ENFANTS PAUVRES ET  
CEUX NON-PAUVRES AU CAMEROUN : UNE APPROCHE PAR LA  
DECOMPOSITION OAXACA.**

Rédigé par

**NGUETSA NAMEKONG Christian**

*Ingénieur Statisticien Economiste*

[chrislaraby\\_09@yahoo.fr](mailto:chrislaraby_09@yahoo.fr)

(+237) 651 387 219

B.P. 660 MINEPAT, YAOUNDE

et

**TCHATCHOU DJIENNANG Noëlle**

*Démographe*

[noelle852001@yahoo.fr](mailto:noelle852001@yahoo.fr)

(+237) 679 407 838

B.P. 660 MINEPAT, YAOUNDE

**Yaoundé, Cameroun**

**2015**

## **Résumé :**

Cette étude se propose de déterminer les facteurs explicatifs de l'écart de malnutrition entre les enfants issus des familles pauvres et ceux provenant des familles non pauvres. En nous appuyant sur des données de l'Enquête de Démographie et de Santé de 2004 et grâce à la méthode de décomposition des inégalités développée par Oaxaca et Blinder (1973), l'écart de malnutrition entre ces deux couches identifiées est scindée suivant des caractéristiques explicables d'une part et suivant certaines autres caractéristiques non expliquées dont une possible discrimination. Les résultats montrent que dans les ménages pauvres, le nombre d'années de scolarisation de la mère de l'enfant est un outil efficace pour échapper à la malnutrition, mais dans une proportion moindre que dans les ménages plus aisés. Aussi, c'est la scolarisation de la mère de l'enfant qui détermine le plus le gap expliqué de malnutrition existant entre les pauvres et les non pauvres.

**Mots clé :** malnutrition, pauvre, décomposition, Oaxaca, scolarisation, enfant.

## INTRODUCTION

La malnutrition demeure un problème largement répandu dans les pays en voie de développement, plus particulièrement dans les couches les plus vulnérables de la population. Ainsi, près de la moitié de tous les décès d'enfants de moins de 5 ans sont attribuables à la malnutrition (UNICEF). Dans la plupart des régions du monde, la malnutrition se manifeste lorsque les gens sont sous-alimentés. Ce problème, présent surtout chez les enfants et les femmes, se justifie le plus souvent par la pauvreté, le manque de nourriture, des maladies à répétition, des pratiques alimentaires inappropriées, l'absence de soins et une mauvaise hygiène.

C'est pour cela que l'amélioration des conditions des populations à l'instar de l'amélioration de la nutrition des enfants est inscrite en bonne place parmi les Objectifs du Millénaire pour le Développement (OMD). Réduire de moitié la proportion d'enfants qui souffrent de la faim est la cible n°2 de l'OMD 1. Le deuxième indicateur de cet objectif est défini en termes de proportion d'enfants de moins de cinq ans souffrant d'insuffisance pondérale (poids-pour-âge z-score inférieur à -2). Partant de là, réduire les inégalités en santé, spécialement les inégalités socioéconomiques, est alors rentré comme une priorité dans l'agenda des preneurs de décisions ces dernières décennies dans les pays sous-développés.

Cependant, les mécanismes qui régissent ces inégalités dans le secteur de la santé ne sont pas toujours faciles à appréhender. Sur le plan conceptuel, de multiples facteurs ont été proposés pour expliquer ces inégalités socioéconomiques. Elles incluent les facteurs matériels, les facteurs culturels et comportementaux, les facteurs psychosociaux, les facteurs ethniques et les différences de sexe. Sur le plan théorique, de multiples études se sont attelées à proposer des indicateurs permettant de mesurer ces inégalités afin d'en assurer une meilleure compréhension et ainsi orienter les prises de décisions en vue de résorber les problèmes y afférents. Ainsi, les inégalités dans la santé peuvent s'expliquer par des inégalités dans l'éducation, le revenu, la couverture d'assurance, la distance à un établissement de santé et la qualité des soins dans les établissements locaux.

Par ailleurs, une des approches les plus usitées pour étudier la nutrition consiste à évaluer le statut nutritionnel sur la base d'indicateurs anthropométriques. Ces derniers étant basés sur les mesures du corps humain tel que la taille ou le poids (en relation avec l'âge et le sexe) ont le bénéfice d'être tous les deux moins cher et pas difficile à collecter. Ces indicateurs permettent ainsi alors d'appréhender de manière acceptable les inégalités dans la santé entre les différents groupes de la population, que ce soit pour l'allaitement, la nutrition, la croissance...

Après avoir évalué les inégalités présentes dans le domaine de la santé, il est naturel de chercher à les expliquer par la suite. Pourquoi les inégalités en matière de santé existent entre les pauvres et les riches dans de nombreux pays, malgré le fait que les gouvernements et les systèmes sanitaires œuvrent dans l'optique d'éliminer toute discrimination dans l'accès aux soins de santé ? Pourquoi les inégalités dans l'incidence des subventions accordées au secteur de la santé varient d'un pays à un autre ? Qu'est ce qui explique que la manière d'appliquer les soins de santé ait évolué au fil du temps, mais qu'elle ne soit pas la même partout ? Qu'est ce qui explique la persistance de la malnutrition chez les enfants issus de familles pauvres ?

C'est dans l'optique de trouver des justificatifs pertinents à ces questionnements que cet article se propose, à l'aide de la méthode développée par Oaxaca et Blinder (1973), d'étudier les facteurs explicatifs de la malnutrition des enfants au Cameroun en ce qui concerne l'année 2004. À l'aide de cette méthode, les différences entre les divers groupes de population sont décomposées en deux parties : (i) la partie due à la différence de caractéristiques individuelles observables entre les groupes et (ii) la partie due à d'autres facteurs inobservables, dont une possible discrimination (Batisse et Zhu, 2012). Ces inégalités seront mesurées de façon anthropométrique à l'aide du « height-for-age z-scores (HAZ)».

Pour ce faire, le travail sera structuré en quatre parties mis à part l'introduction qui constitue une mise en contexte général de l'étude. La première partie concerne la synthèse des écrits théoriques et empiriques portant sur les méthodes de décomposition des inégalités. La seconde partie présente l'approche méthodologique

de la décomposition Oaxaca. Quant à la troisième partie, elle est réservée aux différentes estimations. La dernière partie conclut le travail.

## I. REVUE DE LITTÉRATURE

On parle de discrimination si les personnes d'un certain groupe reçoivent un traitement différent et désavantageux juste parce qu'ils font partie de ce groupe. Ce qui constitue un désavantage pour ceux-ci (Tenjo ; 2009). Le groupe qui subit alors cette discrimination est alors considéré comme minoritaire et le reste de la population prend la dénomination de majorité. Par exemple, les enfants pauvres peuvent être en moins bonne santé, non seulement parce qu'ils ont moins accès à l'eau courante, mais aussi parce que leurs parents sont moins bien informés sur les méthodes d'assainissement de l'eau qu'ils utilisent (Jalan et Ravallion 2003; Wagstaff et Nguyen 2003).

Selon Jalan et Ravallion (2001), les impacts des investissements publics qui améliorent directement la santé des enfants sont théoriquement ambigus étant donné que les revenus dépendent aussi des inputs procurés par les parents. En utilisant les méthodes PSM (propensity score matching), ils trouvent que la prévalence et la durée de la diarrhée chez les enfants de moins de cinq ans en Inde rurale sont significativement plus petites en moyenne pour les familles disposant de l'eau de robinet que pour les ménages identiques qui n'en disposent pas. Cependant, leurs résultats suggèrent que la santé de ces enfants atteints s'améliore largement dans les familles pauvres, particulièrement lorsque la mère est très peu éduquée. Jalan et Ravallion (2001) suggèrent alors l'importance de combiner les investissements en infrastructures avec l'action publique effective pour promouvoir les connaissances sanitaires et l'amélioration des revenus des pauvres.

O'Donnell (2009) estime jusqu'à quel niveau les changements dans la distribution du statut nutritionnel des enfants peuvent être expliqués par les changements dans le niveau et la distribution du revenu, et d'autres covariables. Ceci au moyen des enquêtes sur le standard de vie du Vietnam de 1993 et 1998, et de l'utilisation d'une technique de décomposition flexible s'appuyant sur des régressions quantiles qui expliquent les changements dans la distribution de la taille des enfants. Il trouve alors

que les covariables, incluant le revenu, expliquent moins que prévu la décroissance d'une malnutrition sévère, qui est largement attribuable aux changements dans la distribution conditionnelle de la taille des enfants.

Sundmacher and al. (2011), à partir des données représentatives issues d'un panel socioéconomique allemand et en utilisant les techniques de décompositions de Field pour étudier les variations de la santé en ses différentes sources. En utilisant le revenu, l'éducation, l'occupation et le bien-être, ces auteurs évaluent l'importance relative des facteurs explicatifs, au regard de leur effet sur les changements en santé, canalisés à travers les mesures du statut socioéconomique communément appliquées. Ils aboutissent alors au fait que trois facteurs principaux contribuent de façon persistante à la variance dans la santé : le score d'aptitude, les variables culturelles et comportementales, l'approche matérialiste. Sundmacher et al. (2011) arrivent enfin à la conclusion que les modèles prenant une perspective réductionniste et qui n'envisagent pas la possibilité que les inégalités de la santé soient générées par des facteurs tels que ceux cités ci-dessus, sont sous-spécifiés et devraient échouer à appréhender les déterminants des inégalités en santé.

De même, Lechtenfeld (2012) analyse les raisons pour lesquelles, l'eau du robinet n'arrive pas à réduire la diarrhée chez les enfants des zones urbaines du Yémen. En utilisant les résultats des tests microbiologiques et les informations spatiales, il distingue les impacts divers du mauvais fonctionnement des pompes à eau du au comportement anti- hygiénique des ménages sur la pollution des eaux et les conséquences sur la santé. Lechtenfeld (2012) trouve alors que les variations exogènes dans la construction des pompes accroissent les risques de diarrhées infantiles de 4,6 points de pourcentage. De plus, en exploitant la corrélation spatiale de la pollution parmi les ménages utilisant la même pompe à eau, il montre que les pompes endommagées et les interruptions dans la fourniture de l'eau sont responsables de la grande majorité de la pollution des eaux. Enfin, la conservation non hygiénique de l'eau et leur mauvaise utilisation au niveau des ménages augmentent largement la pollution des eaux.

## II. METHODOLOGIE

La méthode de décomposition ci-dessous décrite, connu sous le nom de décomposition d'Oaxaca (Oaxaca, 1973), explique l'écart moyen de la variable d'intérêt entre deux groupes (ici, entre les pauvres et les non-pauvres). Cet écart est décomposé en une partie liée aux différences de caractéristiques initiales entre les deux groupes et une autre partie associée aux différences de rendements de ces caractéristiques (on fait ici implicitement l'hypothèse que les paramètres associées aux caractéristiques peuvent être différents pour les deux groupes).

Désignons par  $y$  notre variable d'intérêt. Nous avons deux groupes : les pauvres et les non-pauvres. Nous supposons que  $y$  est expliqué par un vecteur de déterminants,  $x$ , selon un modèle de régression<sup>1</sup> suivant:

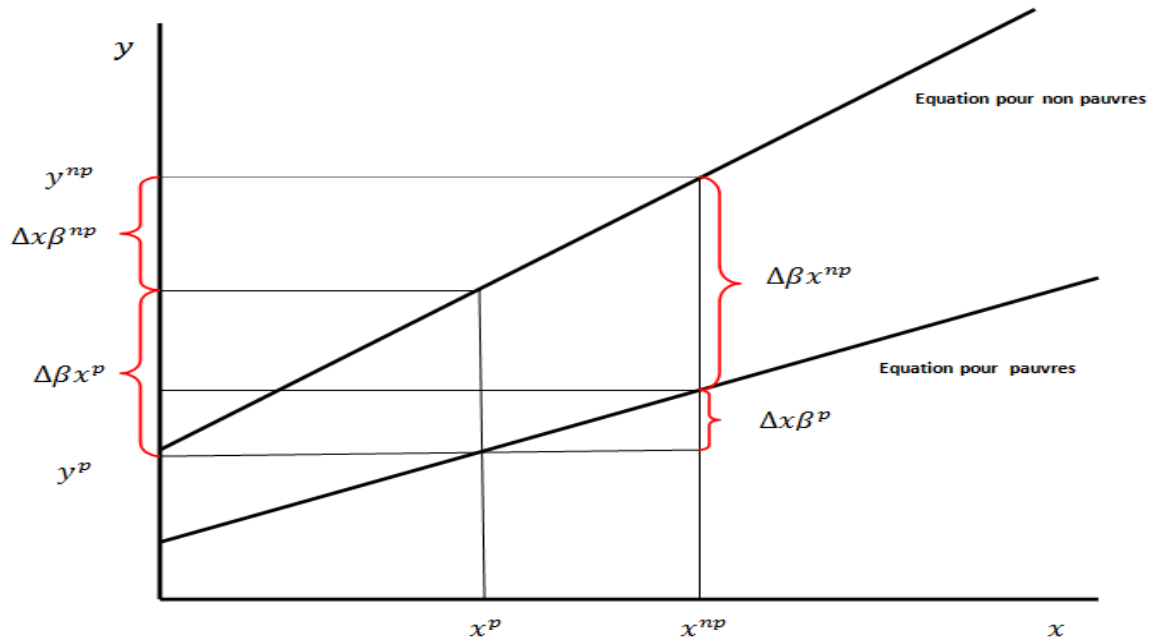
$$y_i = \begin{cases} \beta^p x_i + \varepsilon_i^p & \text{si pauvre} \\ \beta^{np} x_i + \varepsilon_i^{np} & \text{si non pauvre} \end{cases} \quad (1)$$

Où le vecteur de paramètres  $\beta$  comprend le terme constant. Dans le cas d'une seule variable indépendante, comme établi sur la figure 1, les non-pauvres sont supposés avoir une droite de régression plus avantageuse que celle des pauvres car à chaque valeur de  $x$  leur correspond une valeur de  $y$  meilleure. En outre, les non-pauvres sont supposés avoir une moyenne supérieure de  $x$ . par conséquent, les pauvres ont une valeur moyenne de  $y$  inférieure à celle des non-pauvres.

---

<sup>1</sup>  $p = pauvre$ ,  $np = non\ pauvre$

**Figure 1.** Décomposition Oaxaca



**Source :** Authors

L'écart entre les valeurs moyennes de  $y^{np}$  et  $y^p$  est égal à :

$$y^{np} - y^p = \beta^{np}x^{np} - \beta^p x^p \quad (2)$$

Où  $x^{np}$  et  $x^p$  sont des vecteurs de variables explicatives évalués en moyenne pour les non-pauvres et les pauvres respectivement. Par exemple, si nous avons juste  $x_1$  et  $x_2$ , on peut écrire ce qui suit:

$$\begin{aligned} x^{np} - x^p &= (\beta_0^{np} - \beta_0^p) + (\beta_1^{np}x_1^{np} - \beta_1^p x_1^p) + (\beta_2^{np}x_2^{np} - \beta_2^p x_2^p) \quad (3) \\ &= G_0 + G_1 + G_2 \end{aligned}$$

de sorte que l'écart en  $y$  entre les pauvres et les non-pauvres peut être considéré comme étant due en partie à :

- (i) des différences dans les constantes  $(G_0)$
- (ii) les différences en  $x_1$  et  $\beta_1$   $(G_1)$
- (iii) les différences en  $x_2$  et  $\beta_2$   $(G_2)$ .

Par exemple,  $G_1$  pourrait mesurer la part de l'écart entre l'état de santé moyen ( $y$ ) en raison de différences dans le niveau de scolarité ( $x_1$ ) et les effets du niveau de scolarité ( $\beta_1$ ), et  $G_2$  pourrait mesurer la part de l'écart du à l'écart en matière d'accessibilité aux services de santé ( $x_2$ ) et les différences dans les effets de la l'accessibilité ( $\beta_2$ ).



Les estimations de la différence de l'écart dans les résultats moyens peuvent être obtenues en substituant les moyennes de l'échantillon  $\bar{x}$  et les estimations du paramètre  $\beta$  dans l'équation 2. Dans le reste, nous faisons une telle substitution, mais nous ne la mentionnons pas de manière explicite dans les notations.

### 1. La décomposition d'Oaxaca

Nous pourrions nous arrêter à la décomposition faite ci-dessus, mais nous pouvons aussi nous demander comment une grande partie de l'écart global ou l'écart de spécification de  $G_1$  ou  $G_2$  par exemple est attribuable à : (i) des différences dans les  $x$  (parfois appelé la composante expliquée) plutôt que (ii) des différences dans les  $\beta$  (parfois appelé la composante inexpliquée). La décomposition Oaxaca et les décompositions liées cherchent à faire exactement cela.

De la figure 1, il est clair que l'écart entre les deux résultats pourrait être exprimé dans l'une des deux façons suivantes:

$$y^{np} - y^p = \Delta x \beta^p + \Delta \beta x^{np} \quad (4)$$

Où  $\Delta x = x^{np} - x^p$  et  $\Delta \beta = \beta^{np} - \beta^p$ , ou bien comme

$$y^{np} - y^{np} = \Delta x \beta^{np} + \Delta \beta x^p \quad (5)$$

Comme l'indique clairement la figure 1, ces décompositions sont équivalentes à la précédente. Dans la première décomposition (4), les différences dans les  $x$  sont pondérées par les coefficients du groupe des pauvres et les différences dans les coefficients sont pondérées par les  $x$  du groupe des non-pauvres, tandis que dans la seconde (5), les différences dans les  $x$  sont pondérées par les coefficients du groupe des non-pauvres et les différences dans les coefficients sont pondérées par les  $x$  du groupe des pauvres. De toute façon, nous avons une façon de cloisonner l'écart dans les résultats entre les pauvres et les non-pauvres dans une partie attribuable au fait que les pauvres ont de moins bonnes valeurs de  $x$  que les non-pauvres, et une partie attribuable au fait que, par hypothèse, ils ont pire valeurs de  $\beta$  que les non-pauvres.

Les décompositions dans les équations 4 et 5 peuvent être vues comme des cas particuliers d'une décomposition plus générale:

$$y^{np} - y^p = \Delta x \beta^p + \Delta \beta x^p + \Delta x \Delta \beta \quad (6)$$

$$= E + C + CE$$

de sorte que l'écart dans les résultats moyens peut être considéré comme découlant d'une différence dans les dotations (E), une différence dans le coefficient (C), et une différence résultant de l'interaction des dotations et des coefficients (CE). Les équations 4 et 5 sont des cas particuliers dans lesquelles :

$$y^{np} - y^p = \Delta x \beta^p + \Delta \beta x^{np} = E + (C + CE) \quad (4) \quad \text{Et}$$

$$y^{np} - y^p = \Delta x \beta^{np} + \Delta \beta x^p = (E + CE) + C \quad (5)$$

Donc, en effet, la première décomposition place l'interaction dans la partie inexpliquée, tandis que la seconde la place dans la partie expliquée.

## 2. Les décompositions liées :

On peut aussi écrire la décomposition d'Oaxaca comme un cas particulier d'une autre décomposition:

$$y^{np} - y^p = \Delta x [D \beta^{np} + (I - D) \beta^p] + \Delta \beta [x^{np} (I - D) + x^p D] \quad (7)$$

où I est la matrice identité et D une matrice de poids. Dans le cas simple, où x est un scalaire et non un vecteur, I est égal à un, et D est un poids. Dans notre cas, D = 0 dans la première décomposition, équation 4 et D = 1 dans le second, équation 5. Dans le cas où x est un vecteur, on a :

$$D = 0 \text{ (Oaxaca) (équation 4')} \quad (8)$$

$$D = I \text{ (Oaxaca) (équation 5')} \quad (9)$$

D'autres formulations ont été proposées. Cotton (1988) a suggéré de pondérer la différence dans les x par la moyenne des coefficients de vecteurs, nous donnant :

$$\text{diag}(D) = 0,5 \text{ (Cotton)} \quad (10)$$

où diag (D) est la diagonale de D. Reimers (1983) a suggéré de pondérer les coefficients de vecteurs par les proportions dans les deux groupes, de sorte que si  $f_{np}$  est la fraction d'échantillon dans le groupe non-pauvre, nous avons :

$$\text{diag}(D) = f_{np} \text{ (Reimers)} \quad (11)$$

il existe une cinquième décomposition proposée par Neumark (1988), ce qui utilise les coefficients obtenus à partir de la régression des données groupées,  $\beta^P$ :

$$y^{np} - y^P = \Delta x\beta^P + [x^{np}(\beta^{np} - \beta^P) + x^P(\beta^P - \beta^P)] \text{ (Neumark) (12)}$$

### III. APPLICATION DE LA DECOMPOSITION OAXACA-BLINDER

Nous illustrons la décomposition d'Oaxaca-Blinder au moyen d'un exemple portant sur le Cameroun. Les données sont issues de l'Enquête Démographique et de Santé (EDS) du Cameroun de 2004 octroyées par l'Institut National de la Statistique (INS) du Cameroun. Celles-ci concernent les enfants de moins de 5 ans dont la taille a été mesurée au cours de l'enquête. Ainsi, l'échantillon contient 3337 individus dont l'âge varie entre 0 et 5 ans. Le but de cet exercice est d'expliquer les différences de malnutrition infantile existante entre les pauvres et les non pauvres ; cette malnutrition étant mesurée de façon anthropométrique par le Height-for-Age (Taille-pour-âge) Z-scores (HAZ).

La classification des enfants en pauvres et non pauvres a été faite à l'aide de la variable de bien-être (WEALTH INDEX<sup>2</sup>) issue de la base de données EDS 2004. Sur cette base, 68,8 % des enfants de moins de 5 ans sont classifiés comme pauvres. Les valeurs moyennes du HAZ entre les pauvres et les non pauvres sont de 0,1808 et -0,0483 respectivement. Il faut rappeler qu'une valeur moyenne de 0,00 placerait le groupe en question au 50<sup>ème</sup> centile dans l'échantillon de référence des Etats-Unis relatifs aux enfants biens nourris. Notre objectif ici consiste donc à expliquer cet écart de 0,229 entre le HAZ moyen des enfants pauvres et celui des non pauvres.

### RESULTATS

Dans cette application, la variable expliquée est le HAZ z-score. En utilisant un modèle similaire au modèle de régression de Wagstaff, van Doorslaer, et Watanabe (2003), on y utilise les variables suivantes : i) les logarithmes de l'âge en mois des

---

<sup>2</sup> Cette variable classe les ménages dont les enfants sont issues en cinq catégories allant du plus pauvre au plus riche. (

enfants (LNAGE) ; ii) une variable indicatrice du sexe de l'enfant (SEX); iii) des variables indicatrices indiquant si le ménage utilise de l'eau potable (SAFEWTR) ; iv) et s'il dispose de toilettes satisfaisantes (OKSAN) ; v) le nombre d'années de scolarisation de la mère de l'enfant (SCHMOM) ; et vi) une variable indicatrice indiquant si la mère de l'enfant contribue à plus de la moitié des dépenses des ménages (CONTR). Après avoir utilisé la variable de bien-être WEALTH INDEX, nous créons une variable distinguant le niveau de pauvreté que nous appelons POOR qui prend 0 lorsque le ménage de l'enfant est pauvre et 1 dans le cas contraire.

La première étape consiste à observer si les coefficients du vecteur de la régression,  $\beta$ , diffèrent systématiquement entre les pauvres et les non pauvres. On obtient alors le Tableau 1. Les résultats de ce tableau fournissent l'estimation de la régression où la variable dummy POOR est incluse seule, mais qui interagit avec toutes les autres variables. Ensuite on teste l'hypothèse selon laquelle les coefficients de la variable POOR et de celles de ses interactions sont simultanément égaux à zéro.

**TABLEAU 1 : Test d'homogénéité des coefficients entre les groupes**

R-squared= 0,7482 Root MSE = 0,46344			
HAZ	Coefficient	t-stat	P>  t
POOR	0,1473673	1,75	0,081
LNAGE	0,9527944	49,89	0,000
IPOOXLNAGE_1	-0,069921	-3,05	0,002
SEX	-0,050056	-1,78	0,075
IPOOXSEX_1	-0,019905	-0,57	0,566
SAFEWTR	0,0585111	1,91	0,056
IPOOXSAFEW_1	-0,022867	-0,54	0,592
OKSAN	0,1181026	2,87	0,004
IPOOXOKSAN_1	-0,030938	-0,68	0,498
SCHMOM	0,0136871	3,41	0,001
IPOOXSCHMO_1	-0,006759	-1,3	0,194
CONTR	-0,018157	-0,4	0,69
IPOOXCONTR_1	0,038477	0,69	0,492
Cons	-2,780864	-38,0	0,000
TEST	testparm POOR_I*	F(7, 3287) = 6,74 Prob > F = 0,0000	

Source: Authors

La statistique de FISHER F, avec 7 et 3287 degrés de liberté, est de 6,74 et sa p-value est de 0,00. Cela implique que l'approche type Oaxaca, qui stipule que les coefficients de la régression sont différents, a un sens dans ce contexte puisque l'hypothèse nulle d'homogénéité des paramètres est rejetée au seuil de 1%.

L'étape suivante consistera à effectuer le test de décomposition d'Oaxaca. On obtient alors quatre tableaux. Le premier bloc (Tableau 2) montre les valeurs moyennes du HAZ z-score de malnutrition pour les deux groupes, et la différence entre les deux. Le Tableau 2 montre alors les contributions attribuables aux écarts dans les dotations initiales (E), les coefficients (C), et les interactions (CE).

**TABLEAU 2 : Premier bloc de la décomposition**

Mean prediction high (H):	0,365
Mean prediction low (L):	0,128
Raw differential (R) {H-L}:	0,237
- due to endowments (E):	0,088
- due to coefficients (C):	0,105
- due to interaction (CE):	0,044

**Source: Authors**

Le second bloc des résultats de la décomposition (Tableau 3) montrent comment les portions expliquées et inexpliquées de l'écart entre les pauvres et les non pauvres varient selon la décomposition utilisée. Les deux premières colonnes correspondent à la décomposition Oaxaca avec  $D=0$  et  $D=1$ , respectivement. La troisième et quatrième colonne correspondent aux décompositions de Cotton et Reimers, où la diagonale de  $D$  est égale à 0,5 et  $f_{NP}=0,321$  (dans ce cas) respectivement. La dernière colonne correspond à la décomposition de Neumark.

Contrairement aux résultats usuels où ce sont les valeurs moyennes des variables qui expliquent en majeure partie les différences dans la malnutrition entre les enfants pauvres et ceux non pauvres, le Tableau 3 nous fournit des résultats contrastés pour ce qui est du Cameroun.

**TABLEAU 3 : Second bloc de la décomposition**

D:	0	1	0,5	0,321	*
Unexplained (U){C+(1-D)CE}:	0,149	0,105	0,127	0,135	0,081
Explained (V) {E+D*CE}:	0,088	0,132	0,11	0,102	0,156
% unexplained {U/R}:	62,8	44,3	53,6	56,9	34,2
% explained (V/R):	37,2	55,7	46,4	43,1	65,8

**Source: Authors**

En effet, bien que la première décomposition d'Oaxaca ( $D=0$ ), la décomposition de Cotton et celle de Reimers (Contrairement à la deuxième décomposition d'Oaxaca et à

la décomposition de Neumark) attestent que les différences dans les valeurs moyennes des différentes variables expliquent les inégalités de nutrition entre les enfants pauvres et ceux non pauvres beaucoup mieux que les différences dans les effets des déterminants, il faut noter toutefois que les différences dans les effets des déterminants jouent aussi une part importante dans l'explication des inégalités de malnutrition. Dans chaque décomposition, celles-ci expliquent au moins 34% des inégalités de malnutrition. Il apparaît alors qu'il existe de la discrimination à ce niveau dans l'accès qu'ont les plus pauvres aux soins de santé appropriés et aux conditions de vie acceptables.

**TABLEAU 4** : Troisième bloc de la décomposition

Variables	Explained D=						
	E(D=0)	C	CE	1	0,5	0,321	*
LNAGE	0,032	0,219	0,003	0,034	0,033	0,033	0,033
SEX	-0,000	0,01	0,000	-0,000	-0,000	-0,000	-0,000
SAFEWTR	0,018	0,003	0,011	0,029	0,023	0,021	0,046
OKSAN	0,012	0	0,004	0,016	0,014	0,014	0,024
SCHMOM	0,026	0,024	0,026	0,052	0,039	0,035	0,053
CONTR	0,000	-0,004	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Cons	0,000	-0,147	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
<b>Total</b>	<b>0,088</b>	<b>0,105</b>	<b>0,044</b>	<b>0,132</b>	<b>0,11</b>	<b>0,102</b>	<b>0,156</b>

Source: Authors

Le troisième bloc de la décomposition (Tableau 4) fait état des résultats de la décomposition pour chaque variable. En d'autres termes, le Tableau 4 donne la possibilité d'observer la contribution de chaque variable à l'écart total expliqué. En considérant par exemple la colonne de la décomposition de Neumark (marqué par « \* »), on peut remarquer que toutes les variables en dehors de la variable SEX favorisent les non pauvres. L'écart expliqué dans cette décomposition est en majorité le fait de la scolarisation de la mère de l'enfant. Ainsi, dans les familles non pauvres, plus la mère de l'enfant est éduquée, le plus les inégalités de malnutrition sont minimales.

Dans les ménages pauvres, le nombre d'années de scolarisation de la mère est un outil efficace pour permettre d'échapper aux problèmes de malnutrition, mais cela se fait dans une proportion moindre que dans les ménages riches. Cela se justifie aisément dans un tel contexte, celui du Cameroun : un pays en voie de développement et dont le système sanitaire nécessite encore beaucoup d'efforts pour l'assainir.

Par ailleurs, on remarque que mis à part la première colonne du Tableau 4 qui résume les estimations de la première décomposition d'Oaxaca, toutes les autres décompositions, de manière identique à celle de Neumark, montrent que c'est la scolarisation de la mère de l'enfant qui accentue le plus le gap expliqué existant entre les pauvres et les non pauvres. En conséquence, ce n'est pas l'âge de l'enfant, ni la qualité de l'eau et des toilettes utilisées dans le ménage, ni le pouvoir d'achat, qui engendrent le plus les inégalités de malnutrition entre les pauvres et les non pauvres, mais c'est surtout le problème d'éducation scolaire des mères. L'idéal ici consistera par conséquent à adopter des stratégies visant à inculquer aux mères peu instruites de meilleurs réflexes et connaissances en hygiène de vie afin qu'elles puissent mieux s'occuper de leurs enfants.



**TABLEAU 5 : Quatrième bloc de la décomposition**

Coefficients, Means and Predictions:							
Variables	High model			Low model			Pooled
	Coef,	Mean	Pred,	Coef,	Mean	Pred,	Coef,
<b>LNAGE</b>	0,953	3,167	3,017	0,883	3,131	2,764	0,907
<b>SEX</b>	-0,05	0,5	-0,025	-0,07	0,499	-0,035	-0,063
<b>SAFEWTR</b>	0,059	0,638	0,037	0,036	0,14	0,005	0,092
<b>OKSAN</b>	0,118	0,14	0,016	0,087	0,000	0,000	0,173
<b>SCHMOM</b>	0,014	7,428	0,102	0,007	3,617	0,025	0,014
<b>CONTR</b>	-0,018	0,112	-0,002	0,02	0,111	0,002	0,001
<b>Cons</b>	-2,781	1,000	-2,781	-2,633	1,000	-2,633	-2,716
<b>Total</b>			0,365			0,128	

Source: Authors

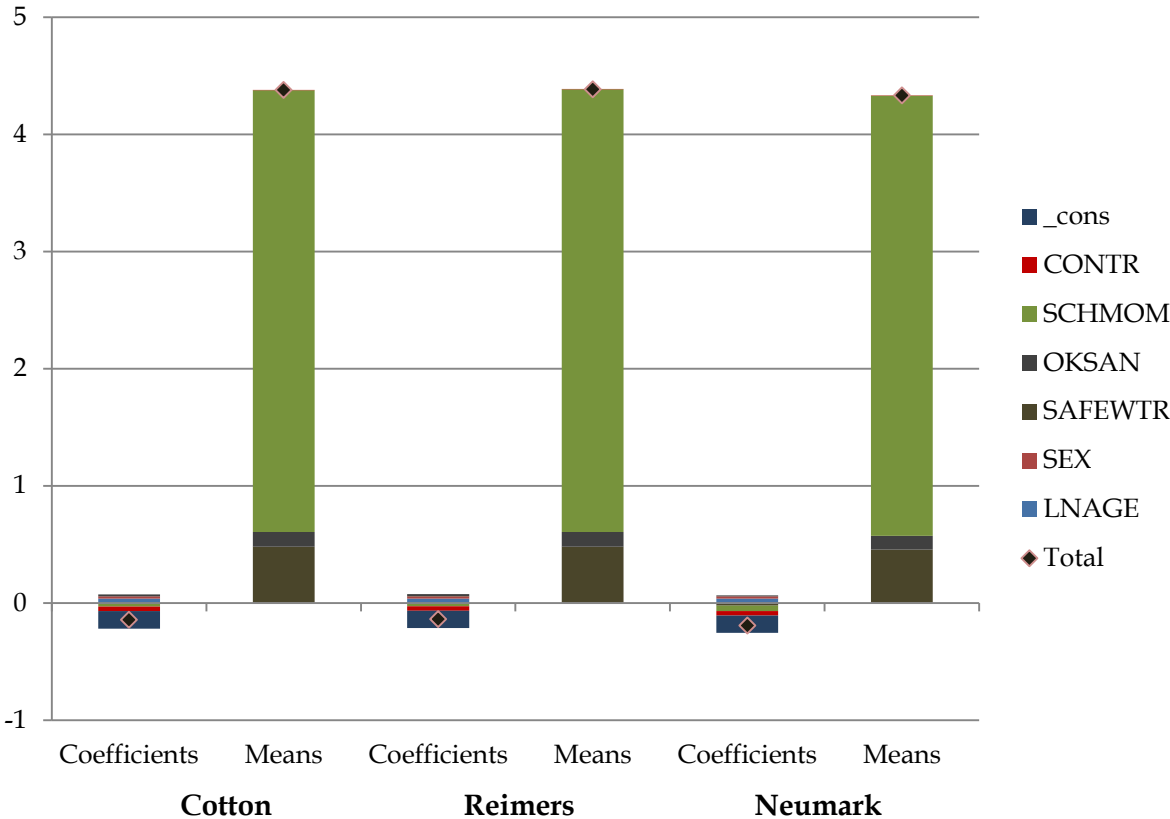
Le bloc n°4 (Tableau 5) donne les estimations des coefficients, des moyennes, et des prédictions pour chaque variable dans chaque groupe, le « high group » dans ce cas étant celui des non pauvres et le « low group » étant les pauvres.

Pour la première décomposition Oaxaca (4'), les colonnes 2 et 3 de Tableau 4 nous permettent de déterminer comment l'écart dans chacun des coefficients  $\beta$  contribue à l'écart global inexpliqué. Pour les autres décompositions, les contributions des coefficients individuels  $\beta$  peuvent être trouvées en prenant la différence entre les groupes dans les prédictions des variables spécifiques données dans le Tableau 5 et en soustrayant la partie expliquée donnée dans le Tableau 4 de celui-ci.

Un diagramme à barres peut ensuite être présenté, comme dans la figure 3, montrant la contribution de la différence dans les moyennes de chaque variable  $x$  et la différence dans les coefficients de chaque variable  $x$ . Autant que les moyennes de la variable  $x$  sont concernées, la Figure 3 nous donne simplement l'information que nous savions déjà à partir du deuxième bloc de la production: La partie expliquée de l'écart dans la malnutrition est en grande partie attribuable à l'écart de la consommation par habitant. Les triangles dans le tableau, qui indiquent les contributions globales des  $x$  et de  $\beta$ ,

nous montrent aussi quelque chose que nous savions déjà à savoir que la majeure partie de l'écart de la malnutrition est due aux lacunes dans la variable  $x$ , et non pas aux lacunes dans les coefficients  $\beta$ . La Figure 3 montre clairement que l'insignifiance globale de la partie inexpliquée est due à des effets de compensation des différents coefficients  $\beta$ . Les pauvres ont une plus grande constante dans l'équation HAZ, mais cela est largement compensé par le fait que l'effet de consommation est plus faible pour les pauvres.

**Figure 3 : Contribution à l'écart du HAZ, Cameroun, 2004**



Source: Authors.

## ANNEXES

### Annexe 1: Calcul du HAZ (height-for-age z-score)

Le HAZ reflète la croissance linéaire cumulée. Les déficits du HAZ indiquent les insuffisances passées ou chroniques de la nutrition et/ou d'une maladie chronique ou fréquente, mais ne peut pas mesurer à court terme les changements dû à la malnutrition. Il est utilisé principalement comme un indicateur de la population plutôt que pour le suivi de la croissance individuelle. Le calcul du HAZ se fait de la façon suivante :

$$HAZ^3 = \frac{\text{Mesure observée(taille)} - \text{Valeur moyenne dans la population de référence}}{\text{Ecart type de la population de référence}}$$

---

<sup>3</sup> Utiliser cette formule seulement dans le cas où la distribution de la taille est normale ou presque. Dans d'autres cas, prendre MOYENNE= MEDIANE et ECART TYPE= INTERVALLE INTERQUATILE.

## REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- Batiste, C. and N. Zhu. (2012).** "Inégalités sur le marché du travail au Canada entre immigrants et natifs ». Colloque « Inégalités et pauvreté dans les pays riches », IUFM Auvergne, Chamalières, 20 janvier 2012.
- Bauer, T. K., and M. Sinning. 2005.** The savings behavior of temporary and permanent migrants in Germany. RWI Discussion Papers No. 29. Downloadable from <http://ideas.repec.org/p/iza/izadps/dp1632.html>.
- Bauer, T. K., and M. Sinning. 2008.** An extension of the Blinder-Oaxaca decomposition to nonlinear models. *Advances in Statistical Analysis* 92: 197-206.
- Bauer, T. K., and M. Sinning. 2008.** Forthcoming. Blinder-Oaxaca decomposition for tobit models. *Applied Economics*.
- Bauer, T., S. Göhlmann, and M. Sinning. 2007.** Gender differences in smoking behavior. *Health Economics* 16: 895-909.
- Blinder, A. S. (1973).** "Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Variables." *Journal of Human Resources*, 8, 436-455.
- Bonnal, L., R. Boumahdi, and P. Favard. (2010).** « Une réécriture simple de la décomposition d'Oaxaca-Blinder »
- Cotton, J. (1988).** "On the Decomposition of Wage Differentials" *Review Of Economics & Statistics*, 70(2), 236-243.
- Daymont, T. N., and P. J. Andrisani. 1984.** Job preferences, college major, and the gender gap in earnings. *Journal of Human Resources* 19: 408-428.
- Elder, T. E., Goddeeris, J. H., and S. J. Haider. (2010).** "Unexplained gaps and Oaxaca-Blinder decompositions", *Labour Economics* 17, 284-290.
- Fairlie, R. W. (2003).** "An extension of the Blinder-Oaxaca decomposition technique to logit and probit models", Center discussion paper n° 873.
- Fortin, N., T. Lemieux, and S. Firpo. (2010).** "Decomposition Methods in Economics", NBER Working Paper No. 16045.
- Glewwe, P. and al. ()**"Who Gained from Vietnam's Boom in the 1990's ? An Analysis of Poverty and Inequality Trends" Development Research Group, The World Bank.
- Jalan, J. and M. Ravallion. (2001).** "Does Piped Water Reduce Diarrhea For Children in Rural India?", Indian Statistical Institute and World Bank.
- Jann B. (2005).** "Standard Errors for the Blinder-Oaxaca Decomposition. German Stata Users' Group Meetings 2005. Available from [http : //repec.org/dsug2005/oaxaca\\_se\\_handout:pdf](http://repec.org/dsug2005/oaxaca_se_handout.pdf).

- Jann B. (2008).** "A Stata implementation of the Blinder-Oaxaca decomposition", ETH Zurich Sociology Working Paper, N°5.
- Jones, A.M., and A. Lopez-Nicolas. (2004).** "Measurement and Explanation of Socio-Economic Inequality in Health with Longitudinal Data", *Health Economics* 13: 1015-1030.
- Lechtenfeld, T. (2012).** "Why does piped water not reduce diarrhea for children? Evidence from urban Yemen" University of Göttingen, Germany.
- Neumark, D. 1988.** Employers' discriminatory behavior and the estimation of wage discrimination. *Journal of Human Resources* 23: 279-295.
- Oaxaca, R. (1973).** "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets", *International Economic Review*, 14, 693-709.
- Oaxaca, R. and M. Ransom. (1994).** "On Discrimination and the Decomposition of Wage Differentials", *Journal of Econometrics*, 61, 5-21.
- O'Donnell O. and al. (2009).** "Growing richer and taller: Explaining change in the distribution of child nutritional status during Vietnam's economic boom", *Journal of Development Economics* 88, 45-58.
- O'Donnell, O and al. (2008).** "Analyzing Health Equity Using Household Survey Data". A Guide to Techniques and Their Implementation. Washington, DC : The World Bank.
- Ospino, C. G. and al. (2010).** "Oaxaca-Blinder wage decomposition: Methods, critiques and applications. A literature review", *Revista de economia del Caribe* n°5, pags. 237-274 (ISSN: 2011-2106).
- Reimers, C. W. 1983.** Labor market discrimination against Hispanic and black men. *Review of Economics and Statistics* 65: 570-579.
- Sundmacher, L. and al. (2011).** "The wider determinants of inequalities in health: a decomposition analysis", *International Journal for Equity in Health* 10:30.
- Tsu-Yu Tsao and A. Pearlman, (2010).** "Decomposition of the Black-White Wage Differential in the Physician Market", Levy Economics Institute of Bard College, Working Paper N° 588.
- Van Doorslaer, E., and A. M. Jones. (2003).** "Inequalities in Self-Reported Health: Validation of a New Approach to Measurement." *Journal of Health Economics* 22.
- Van Doorslaer, E., and al. (2004).** "Explaining Income-Related Inequalities in Doctor Utilization in Europe". *Health Economics* 13(7): 629-47.
- Van Doorslaer, E., and X. Koolman. (2004).** "Explaining the Differences in Income-Related Health Inequalities across European Countries." *Health Economics* 13(7): 609-28.

**Wagstaff, A., E. and al. (2003).** "On Decomposing the Causes of Health Sector Inequalities, with an Application to Malnutrition Inequalities in Vietnam." *Journal of Econometrics* 112(1): 219-27.

**Wan, G. (2004).** "Accounting for Income Inequality in Rural China: A Regression Based Approach". *Journal of Comparative Economics* 32: 348-63.

**Wildman, J. (2003).** "Income Related Inequalities in Mental Health in Great Britain: Analysing the Causes of Health Inequality over Time." *Journal of Health Economics* 22(2): 295-312

**Yun Myeong-Su. (2007).** "Wage Differentials, Discrimination and Inequality: A Cautionary Note on the Juhn, Murphy and Pierce Decomposition Method". Discussion Paper N° 2937.