FONDATION SIMÓN I. PATIÑO

RAPPORT D'ETE 2003 EN BOLIVIE

ANALYSE DE L'IMPACT DU BONOSOL SUR LA PAUVRETE ET L'INEGALITE EN BOLIVIE

Luis Enrique **LEA PLAZA** Chávez
(Etudiant en économétrie appliquée)

Juan Pablo **CAMACHO** Loayza
(Etudiant en économétrie appliquée)

Date: le 24 octobre 2003

TABLE DES MATIERES

1. INTRODUCTION

QU'EST-CE QUE LE BONOSOL ?

En 1993, sous la présidence de Gonzalo Sanchez de Lozada, le gouvernement bolivien a entrepris de relancer son économie par la capitalisation, une forme de privatisation qui est utilisée pour remettre sur pied six secteurs économiques clés : électricité, télécommunications, hydrocarbures, aviation, hauts fourneaux, mines et chemins de fer. Contrairement à d'autres programmes de privatisation, les actifs nets de la capitalisation sont transférés directement aux Boliviens au moyen des retraites. Ce plan a recours à de grandes injections de capitaux, de technologie et de conseils en gestion pour renforcer les entreprises et services publics stratégiques. En 1996, la capitalisation avait été menée à terme dans l'électricité, les télécommunications, l'aviation, les chemins de fer et les hydrocarbures. Le gouvernement a créé un fond collectif alimenté par les ressources du programme de capitalisation et un système géré par deux Administrateurs de fonds de retraite privés où les membres affiliés auront des comptes d'épargne retraite individuels. En effet, les Administrateurs de Fonds gèrent 50% du capital des entreprises vendues à des investisseurs privés. Ce programme permet ainsi le paiement d'une retraite, à toutes les personnes âgées d'au moins 21 ans au moment de la réforme, et ce à partir de l'âge de 65 ans.
Les premiers paiements du Bonosol sont effectués peu avant les élections présidentielles en Bolivie en 1997 mais ils sont remplacés peu après par le Bolivida[1] sous le gouvernement d'Hugo Banzer en 1998. En novembre 2002, le programme du Bonosol est relancé grâce à la loi No 24497 qui fixe le montant du Bonosol à 1800 Bolivianos (environ 320 francs suisses) pour la période comprise entre le 1er janvier 2003 et le 31 décembre 2007. Ce montant sera payé à tous les citoyens boliviens résidents en Bolivie qui auraient atteint l'âge de 21 ans au 31 décembre 1995 et ce à partir des 65 ans, chaque année et jusqu'au décès. A partir du 1er janvier 2008 et tous les cinq ans, le montant du Bonosol sera refixé selon la valeur des Fonds de Capitalisation Collective et selon la mortalité des bénéficiaires.
D'après le recensement 2001 la Bolivie comprend environ 8,3 mio d'habitants dont le 62.43% (5.17 mio) se trouve dans la zone urbaine et 37.57% (3.12 mio) dans la zone rurale. La population pauvre (se situant au dessous de la ligne de pauvreté) s'élève à 4.7 mio d'habitants soit approximativement le 60 % de sa population. La pauvreté est plus prédominante parmi la population indigène, en particulier sur les individus qui ne parlent que sa langue d'origine et ceux habitant dans des ménages où le chef de famille travail dans le secteur informel ce qui augmente la probabilité de devenir pauvre. Le produit national brut par tête s'élève à 950 dollars ; l'espérance de vie à la naissance est de 63 ans; 14 % de la population en dessous de 15 ans est illettrée ; et la mortalité enfantine est de 61 par 1000 nouveaux nés vivants.

2. DESCRIPTION DE L'ENQUETE

L'enquête utilisée dans notre recherche fait partie du Programme d'Amélioration des Enquêtes de Mesure des Conditions de Vie (MECOVI), elle a été réalisée entre le mois de novembre et décembre 2002 par l'institut national de Statistique.
Notre enquête porte sur 5032 logements particuliers (c'est-à-dire des logements occupés par un ou 2 ménages ou groupes de personnes avec ou sans lien de parenté vivant sous le même

[1] Le **Bolivida** a commencé à être payé le 20 décembre 2001. Le montant s'élevait à 420 bolivianos (environ 70 CHF) et les ressources provenaient aussi de la capitalisation

régime familial), les logements collectifs (prisons, internats, hôpitaux, maison de retraite, etc..) ne faisant pas partie de l'enquête, cela implique une exclusion d'une partie de la population concernée par notre étude et de ce fait, on ne peut exclure un éventuel biais de sélection.
Le ménage est défini comme étant composé d'un ou plusieurs individus, habitant dans un même logement et **qui dépendent d'un budget commun.**
Les membres du ménage sont les personnes ayant un logement comme résidence habituelle.
Les unités d'analyse utilisées pour générer l'information sont :

- Le ménage comme unité de consommation collective
- Les membres du ménage en fonction de leur revenu, de leurs caractéristiques socio-démographiques et professionnelles.
- Le logement par rapport à sa taille, sa structure et ses services (ex :eau, gaz…).

D'après les objectifs de notre recherche, nous avons décidé de prendre comme unité d'observation le ménage (avec tous les membres qui le composent).

<u>3. ANALYSE EXPLORATOIRE DES DONNEES</u>

Le nombre de ménages dans notre échantillon se monte à 4857 dont 2749 appartiennent au milieu urbain, 2108 au milieu rural ce qui fait un total de 20'710 individus. Parmi ces ménages, nous n'avons pas différencié les hommes des femmes, mais les membres du ménage par tranche d'âge.

Pour cela nous avons établi 5 catégories d'âge:

1) BEBES : membres âgés de 0 à 4 ans. 2879 bébés, soit 13.9%.
2) ENFANTS : membres âgés de 5 à 12 ans. 4441 enfants, soit 21.4%.
3) ADOLESCENTS : membres âgés de 13 à 17 ans. 2264 ados soit 10.9%.
4) ADULTES : membres âgés de 18 à 64 ans. 10'038 adultes soit 48.5%.
5) ANCIENS : membres âgés de 65 ans et plus. 1090 anciens soit 5.3%.

Le choix concernant les classes d'âge n'a pas été fait selon un critère spécifique, cependant nous avons établie la classe des anciens en fonction de l'âge à partir duquel les individus reçoivent le Bonosol, c'est-à-dire à partir de 65 ans.

Après avoir fait une analyse exploratoire, on constate que les ménages interrogés se composent au minimum de 1 personne, au maximum de 14 et le plus fréquemment (17.7% des ménages) de 4 personnes.

Descriptive Statistics

	N	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation
NRO1_1 membre du menage	4857	1	14	4.27	2.240
Valid N (listwise)	4857				

3.1 COMPOSITION DES MENAGES EN FONCTION DES CLASSES D'AGE :

BEBES :

Plus de la moitié des ménages (59.2% c'est-à-dire 2874 ménages) n'ont pas de bébés et environ un tiers des ménages ont 1 ou 2 bébés (25.3% avec 1 enfant et 12.9% avec 2) enfin, les ménages avec entre 3 et 5 bébés représentent une très petite proportion (2.6 %).

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	.00	2874	59.2	59.2	59.2
	1.00	1231	25.3	25.3	84.5
	2.00	625	12.9	12.9	97.4
	3.00	112	2.3	2.3	99.7
	4.00	13	.3	.3	100.0
	5.00	2	.0	.0	100.0
	Total	4857	100.0	100.0	

ENFANTS :

Environ la moitié des ménages ne compte pas d'enfants (49.3%), environ un quart en compte un (23.9%) et 15.8% en compte 2. Il y a très peu de ménage ayant 3 enfants ou plus dans leur ménage (8.3% pour 3 enfants, 2.3% pour 4 enfants et 0.3% pour 5 enfants).

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	.00	2393	49.3	49.3	49.3
	1.00	1163	23.9	23.9	73.2
	2.00	768	15.8	15.8	89.0
	3.00	405	8.3	8.3	97.4
	4.00	114	2.3	2.3	99.7
	5.00	13	.3	.3	100.0
	6.00	1	.0	.0	100.0
	Total	4857	100.0	100.0	

ADOS :

A nouveau, plus de la moitié des ménages (66%) ne compte pas d'ados, un peu moins d'un quart a 1 ado (22.8%) et 9.7 % ont 2 ados. Le pourcentage des ménages ayant 3 ou 4 ados est très petit (1.4 %).

ADOS_2

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	.00	3207	66.0	66.0	66.0
	1.00	1109	22.8	22.8	88.9
	2.00	473	9.7	9.7	98.6
	3.00	63	1.3	1.3	99.9
	4.00	5	.1	.1	100.0
	Total	4857	100.0	100.0	

ADULTES :

Comme on pouvait s'y attendre, la moitié des ménages comportent 2 adultes (49.9%). Un petit pourcentage (7.1%) des ménages ne comportent pas du tout d'adultes, ce qui signifie que soit c'est un ménage avec un ancien (avec ou sans des membres des 3 autres catégories) soit peut-être qu'il s'agit de ménages sans individus ayant 18 ans ou plus.
Il y a aussi quelques ménages (18.9%) avec une personne adulte et d'autres avec 3 membres adultes (13.7%). Il est à noter qu'il y a encore un petit pourcentage qui compte de 4 à 8 membres adultes au sein du ménage (environ 10%) qui sont par exemple des frères et sœurs mariés qui vivent tous ensemble ou encore, notre catégorie étant assez large (de 18 à 64 ans), des parents avec leurs enfants mariés.

ADULTE_2

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	.00	345	7.1	7.1	7.1
	1.00	918	18.9	18.9	26.0
	2.00	2422	49.9	49.9	75.9
	3.00	666	13.7	13.7	89.6
	4.00	321	6.6	6.6	96.2
	5.00	134	2.8	2.8	98.9
	6.00	38	.8	.8	99.7
	7.00	9	.2	.2	99.9
	8.00	3	.1	.1	100.0
	9.00	1	.0	.0	100.0
	Total	4857	100.0	100.0	

ANCIENS :

Comme on peut le constater sur le tableau, une grande partie des ménages (82.1%) ne compte pas d'anciens. On peut expliquer ce chiffre par le fait que l'espérance de vie à la naissance pour la Bolivie étant de 63 ans, on compte donc peu de personnes entrant dans la catégorie « anciens ». Environ 13.5 % des ménages ont un ancien et 4.4 % comptent 2 anciens au sein du ménage.

VIEUX_3

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	.00	3987	82.1	82.1	82.1
	1.00	655	13.5	13.5	95.6
	2.00	212	4.4	4.4	99.9
	3.00	3	.1	.1	100.0
	Total	4857	100.0	100.0	

DEPENSE TOTALE :

Après analyse, nous constatons que la moyenne de la dépense totale mensuelle est de 1507 bolivianos et la médiane de 970 bolivianos. La dépense totale mensuelle minimale est de 22 et le maximum est de 37'233.

4. ECHELLES D'EQUIVALENCE

Afin de pouvoir faire des comparaisons de position économique entre un ménage de référence $\mathbf{a_0}$ avec un autre ménage quelconque $\mathbf{a_1}$, on construit un indice qui est le rapport entre les fonctions de coût de l'individu de référence et celle de l'individu quelconque tout en gardant la même utilité

$$M_1 = \frac{x_1}{x_0} = \frac{C(u_0, p, a_1)}{C(u_0, p, a_0)}$$

avec u_0 : l'utilité de référence
p : vecteur des prix supposé être le même pour tous les ménages
a_0 : les caractéristiques démographiques du ménage de référence (dans notre cas, 2 adultes)
a_1 : les caractéristiques démographiques d'un ménage quelconque.

Comme on ne peut pas connaître l'utilité d'un ménage et puisque la fonction de coût dépend de l'utilité, la sous-identification de l'utilité implique la sous-identification de la fonction de coût. Pour pouvoir donner une utilité au ménage, on définit son niveau de vie par des indicateurs de niveau de vie tels que la part des dépenses en biens alimentaires pour la méthode d'Engel ou par les dépenses en biens d'adultes pour la méthode de Rothbarth.

4.1. METHODE D'ENGEL

Puisqu'on ne peut pas identifier l'utilité d'un ménage, Engel pose l'hypothèse que le niveau de vie des parents est correctement représenté par la proportion du budget du ménage consacré à l'alimentation.

Cette hypothèse est liée à deux observations : la première est qu'à composition démographique donnée, la part du budget consacré à l'alimentation diminue avec le revenu et deuxièmement, à revenu donné, cette part augmente avec le nombre d'enfants.

Avant de parvenir au meilleur modèle selon la méthode d'Engel, nous avons effectué plusieurs régressions avec différentes formes fonctionnelles exprimant :

$$w = F(x,a)$$
$$\log(w) = F(x,a)$$
$$d = F(x,a)$$
$$\log(d) = F(x,a)$$

Dans tous ces cas, nous faisons intervenir de la même manière les variables démographiques, à savoir le nombre de bébés, enfants, adolescents, adultes et anciens. Par la suite, nous indiquerons les dépenses totales du ménage par (x), les dépenses alimentaires par (d) et la part des dépenses alimentaires mensuelles dans la dépense totale par (w).

Forme linéaire :

$$w = a + bx \qquad (1)$$
$$w = a + bx + cx^2 \qquad (2)$$
$$d = a + bx \qquad (3)$$
$$d = a + bx + cx^2 \qquad (4)$$

forme réciproque :

$$w = a + \frac{b}{x} \qquad (5)$$
$$w = a + \frac{b}{x} + \frac{c}{x^2} \qquad (6)$$
$$d = a + \frac{b}{x} \qquad (7)$$
$$d = a + \frac{b}{x} + \frac{c}{x^2} \qquad (8)$$

forme semi-log :

$$w = a + b\log(x) \qquad (9)$$
$$w = a + b\log(x) + c(\log(x))^2 \qquad (10)$$
$$d = a + b\log(x) \qquad (11)$$
$$d = a + b\log(x) + c(\log(x))^2 \qquad (12)$$

forme log-recioproque :

$$\log(w) = a + \frac{b}{x} \quad (13)$$

$$\log(w) = a + \frac{b}{x} + \frac{c}{x^2} \quad (14)$$

$$\log(d) = a + \frac{b}{x} \quad (15)$$

$$\log(d) = a + \frac{b}{x} + \frac{c}{x^2} \quad (16)$$

forme double log :

$$\log(w) = a + b\log(x) \quad (17)$$

$$\log(w) = a + b\log(x) + c(\log(x))^2 \quad (18)$$

$$\log(d) = a + b\log(x) \quad (19)$$

$$\log(d) = a + b\log(x) + c(\log(x))^2 \quad (20)$$

Les variables démographiques interviennent dans les équations linéairement de la façon suivante

$$a = a_0 + \sum_i^n a_i z_i$$

$$b = b_0 + \sum_i^n b_i z_i$$

$$c = c_0 + \sum_i^n c_i z_i$$

z_i variable démographique i.
n nombre de variables démographiques.
w part des dépenses alimentaires mensuelles.
d dépenses alimentaires mensuelles
x la dépense totale mensuelle.

Le modèle (1) a été choisi parce qu'il a le $\overline{R}^2_{trans}$ le plus grand.

$$w = a + b\log(x) + c(\log(x))^2$$

$$a = a_0 + \sum_i^n a_i z_i$$

$$b = b_0 + \sum_i^n b_i z_i$$

$$c = c_o$$

Les échelles d'équivalence suivant cette méthode se calculent ainsi :
Nous avons fixé x0 (dépense totale du ménage de référence) à 1507 Bs. qui correspond à la moyenne
On égalise la part de la dépense alimentaire de référence (w_0) à celle du modèle choisi et ceci pour chaque ménage.

$$w_0 = a + b\log(x_0) + c(\log(x_0))^2 = w$$

Ensuite on divise la solution de cette équation par la dépense totale du ménage de référence, ce qui nous donne les échelles.

Les résultats obtenus n'ont pas été satisfaisants car lorsque l'on traçait les courbes d'Engel, certaines se croisaient ce qui traduit des incohérences par rapport à la théorie économique. Cela était dû au fait que b était fonction des variables démographiques.

Par la suite nous avons effectué une nouvelle régression tout en gardant la forme fonctionnelle précédente mais en ne faisant pas intervenir les variables démographiques dans le paramètre b. Les échelles obtenues ainsi étaient très petites (le coût d'un bébé supplémentaire est de 0.23, pour deux enfants il est de 0.25 alors que pour un adulte il est de 0.13), ce qui ne correspond pas à la théorie puisque cette méthode est censée surestimer les vraies échelles.

Nous avons essayé de recalculer les échelles en faisant des regroupements des variables démographiques, mais les résultats n'étaient pas plus satisfaisants.

Tout ceci nous suggérait que la façon dont les variables démographiques intervenaient dans notre modèle n'était peut-être pas linéaire, de plus, les effets de la taille des ménages qui varient beaucoup selon qu'il soit urbain ou rural posaient problème. Nous avons donc pris en compte pour les calculs suivants les effets d'échelle, les variables démographiques n'intervenant pas de façon linéaire. Nous avons alors travaillé avec la même spécification (Modèle Working-Leser) en ajoutant les variables démographiques de façon non linéaire ce qui est connu sous la forme fonctionnelle de Deaton (1970) .

Au préalable, par souci de simplification, nous avons regroupé les bébés et les enfants dans un groupe (Child) et les ados, adultes et anciens dans un second groupe (Nonchild).

$$W = a + b\log\left(\frac{X}{N}\right) + c\log(N) + \sum_{i=1}^{N-1}\gamma_i\left(\frac{z_i}{N}\right)$$

Avec :

$a = a_0$

$b = b_0$

$c = c_0$

N= le nombre de membres du ménage

De plus, pour éviter la colinéarité de variables, nous avons enlevé arbitrairement la variable *child*.

_ Modèle et équation des échelles :

$$W = 1.49366 - 0.138663\log(X/N) + 0.072940\log(N) - 0.047142(nonchild/N)$$

On calcule les échelles d'équivalence comme précédemment en égalisant les parts budgétaires de chaque ménage avec celle du ménage de référence . Finalement la formule pour calculer les échelles est la suivante :

$$echelle = \exp\left(\left(0.072940\log\left(\frac{child + nonchild}{2}\right) - 0.047142\left(\frac{nonchild - 2}{child + nonchild}\right)\right)\frac{1}{-0.138663}\right)$$

Avec cette spécification ,nous trouvons de meilleures échelles, mais elles restent toujours petites,

Child	Nonchild	Echelle
0	2	1 *
1	2	1.39
2	2	1.71
0	3	1.24
0	4	1.44

* ménage de référenece.

Séparation en deux zones urbaine et rurale de la population totale.

Etant donné que les ménages urbains et ruraux diffèrent beaucoup dans leur composition démographique, nous les avons séparé dans les régressions avec l'équation de Deaton.
Nous avons encore trouvé des échelles petites, néanmoins meilleures que celles trouvées précédemment.

_ Modèle pour les ménages urbains et échelles correspondantes :

$$\omega_u = 1.54563 - 0.147608\log(y) + 0.081751\log(n) - 0.069203 nonchild$$

$$echelleurb = \left(\frac{2}{child + nonchild}\right)^{\frac{0.081751}{-0.147608}}\left(\exp\left(\frac{0.069203}{-0.147608}\right)\left(\frac{child}{child + nonchild}\right)\right)$$

Child	Nonchild	échelle
0	2	1 *
1	2	1.46
2	2	1.86
0	3	1.25
0	4	1.82

*ménage de référence.

Nous remarquons que les enfants coûtent plus chers que les adultes.

_ Modèle pour les ménages ruraux et échelles correspondants :

$$\omega_u = 1.12857 - 0.077822\log(y) + 0.052714\log(n) + 0.00755951 nonchild$$

$$echellerur = \left(\frac{2}{child + nonchild}\right)^{\frac{0.052714}{-0.077822}} \left(\exp\left(\frac{0.00755951}{-0.077822}\right)\left(\frac{child}{child + nonchild}\right)\right)$$

child	nonchild	échelle
0	2	1 *
1	2	1.27
2	2	1.52
0	3	1.32
0	4	1.60

* ménage de référence.

4.2. METHODE DE ROTHBARTH

La méthode de Rothbarth nous sert à calculer le coût des enfants par la sélection d'un groupe de biens d'adultes dont la dépense totale pour ces biens indique correctement le niveau de vie des adultes. Pour l'application de cette méthode on accepte l'hypothèse de séparabilité qui indique que l'utilité des adultes peut être séparée en deux utilités, une tirée de la consommation en biens d'adultes et l'autre de la consommation d'autres biens.

Comme pour la méthode d'Engel, il existe une hypothèse pour la sous-identification qui est que la dépense totale en biens d'adultes indique le niveau de bien-être du ménage.

Nous avons alors construit la liste en biens d'adultes suivante :

- **Dépenses en boissons spiritueuses, bières et autres**
- Dépenses en spectacles, cinéma, théâtre, football
- Dépenses en journaux et magasines
- **Dépenses en tabacs, cigarettes**
- Dépenses en essence ou en lubrifiant pour voiture
- Dépenses en Pasanaku[2]
- Dépenses en communications téléphoniques internationales
- **Dépenses en vêtements et chaussures pour femme**
- Dépenses en accessoires (sacs pour femmes et chapeaux)
- **Dépenses en vêtements et chaussures pour homme**

[2] Il s'agit d'une sorte d'épargne sans intérêts où chaque joueur d'un groupe (ex : 12 personnes) met le même montant d'argent à un moment donné (janvier par exemple) puis ,par tirage au sort sans remise, un joueur prend tout l'argent du mois et ceci à chaque mois.

- Dépenses en produits pour la confection de vêtements
- **Dépenses en bijoux, montres, chaînes et cetera**
- Dépenses en réparation et entretien de la voiture
- Dépenses en cotisations de paiements de cartes de crédit

Ensuite nous avons calculé la dépense totale en biens d'adultes pour chaque ménage pour les utiliser dans nos estimations. Pour le choix de la forme fonctionnelle nous avons estimé plusieurs modèles sans trop se préoccuper de la manière dont les variables démographiques intervenaient dans nos régressions.

Nous avons omis les modèles de la forme log(d)= F(X,Z) et log(W)=F(X,Z) car une grande proportion des ménages (1543 observations) affichaient des valeurs nulles pour les dépenses en biens d'adultes.

Nos critères de choix des modèles ont été d'ordre statistique : R^2 élevé et paramètres significatifs, et d'ordre économique, où l'on donnait importance aux signes des coefficients.
Un premier modèle de type d=F(X,Z) a été retenu sur ces critères.

$$d = a + bx + cx^2$$

$$a = a_0 + \sum_i^n a_i z_i$$

$$b = b_0$$

$$c = c_0$$

Adjusted R-squared = .295452

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic	P-value
C	35.8452	37.2490	.962312	[.336]
X	.198396	.013239	14.9862	[.000]
X_2	.926872E-05	.743215E-06	12.4711	[.000]
BEBES	.589404	18.6045	.031681	[.975]
VIEUX	-62.1267	30.4317	-2.04151	[.041]
ADOS	-6.21993	20.7992	-.299046	[.765]
ENFANT	-19.4069	13.9654	-1.38965	[.165]
ADULTE	-43.7351	14.3029	-3.05778	[.002]

Nous avons préféré ce type de modèle aux modèles en w car ceux-ci affichaient systématiquement des paramètres non-significatifs. Pour l'améliorer statistiquement nous avons ajouté des variables croisés en faisant :

$$d = a + bx + cx^2$$

avec

$$a = a_0 + \sum_i^n a_i z_i$$

$$b = b_0 + \sum_i^n b_i z_i$$

$$c = c_0 + \sum_i^n c_i z_i$$

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic	P-value
C	-63.4022	52.5404	-1.20673	[.228]
X	.236345	.037892	6.23726	[.000]
X_2	.121744E-04	.346841E-05	3.51009	[.000]
BEBES	-241.737	29.1907	-8.28130	[.000]
VIEUX	-65.6165	40.8989	-1.60436	[.109]
ADOS	-200.360	30.8397	-6.49681	[.000]
ENFANT	140.567	22.4216	6.26928	[.000]
ADULTE	57.2120	21.4625	2.66567	[.008]
BX1	.267594	.021846	12.2493	[.000]
VX1	.093019	.024626	3.77734	[.000]
AX1	.158419	.016028	9.88374	[.000]
EX1	-.168668	.015688	-10.7515	[.000]
DX1	-.063910	.011660	-5.48126	[.000]
BX3	-.341457E-04	.189787E-05	-17.9916	[.000]
VX3	-.175900E-04	.145264E-05	-12.1090	[.000]
AX3	-.145896E-04	.965795E-06	-15.1063	[.000]
EX3	.205856E-04	.142052E-05	14.4916	[.000]
DX3	.375181E-05	.892214E-06	4.20506	[.000]

Avec cette spécification on a obtenu des courbes d'Engel qui se croisaient selon la configuration démographique du ménage .Cela nous a donné des échelles d'équivalence positives et négatives et donc pas utiles pour les calculs suivants. Il existait en outre, un problème dû à des effets de la taille des ménages qui varient beaucoup selon qu'il soit urbain ou rural.

Pour les calculs suivants nous avons donc tenu compte des effets d'échelle, les variables démographiques n'intervenant pas de façon linéaire. Nous avons alors travaillé avec la spécification en w et ajouté les variables démographiques de façon non linéaire comme dans la méthode d'Engel.

Cette forme est la suivante :

$$W = a + b\log\left(\frac{X}{N}\right) + c\log(N) + \sum_{i=1}^{N-1} \gamma_i \left(\frac{z_i}{N}\right)$$

où N = Nombre total de personnes dans le ménage.

z_i : le nombre de bébés, enfants, adolescents, adultes ou personnes âgées dans le ménage.
W : la part de la dépense en biens d'adultes dans la dépense totale
X : la dépense totale mensuelle

Les coefficients a, b, c et γ sont des constantes indépendantes des z_i.

Pour éviter la colinéarité nous avons enlevé arbitrairement une variable démographique.

Nous avons estimé le modèle de Deaton avec toutes les variables démographiques sauf celle des personnes âgées ce qui nous a fournit le résultat ci-dessous :

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic	P-value
C	-.254684	.020029	-12.7155	[.000]

LN_XN	.055519	.305965E-02	18.1456	[.000]
LN_N	.015623	.649832E-02	2.40413	[.016]
ZB	.069347	.022442	3.09008	[.002]
ZE	.198986E-02	.020488	.097122	[.923]
ZA	.048490	.023264	2.08437	[.037]
ZD	.052607	.012638	4.16260	[.000]

On peut regarder des coefficients qui captent la différence entre l'influence d'un membre du ménage par rapport à celui qui est enlevé et que l'on prend comme variable de référence. Cela est du à des effets structurels et sont tout à fait acceptables. En plus les courbes d 'Engel nous montraient des allures très plausibles telles que vues dans la théorie, le modèle était donc satisfaisant.

Une fois le modèle choisi, nous avons fait des régressions avec cette forme fonctionnelle en utilisant la population entière, puis les ménages ruraux et les ménages urbains pour les mêmes raisons qui ont été expliquées lors du calcul des échelles avec la méthode d'Engel. Nous avons regroupé les variables de la même façon pour pouvoir faire une comparaison des échelles et voir si effectivement les échelles d 'Engel surestimaient les vraies échelles, et si celles de Rothbarth les sous-estimaient.

Les résultats se présentent ainsi :
Pour l'ensemble des observations :

Adjusted R-squared = .075342

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic	P-value
C	-.239300	.022308	-10.7269	[.000]
LN_XN	.057841	.298911E-02	19.3507	[.000]
LN_N	.020994	.573718E-02	3.65931	[.000]
ZADV	.750585E-02	.014616	.513528	[.608]

Pour les ménages urbains :

Adjusted R-squared = .087859

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic	P-value
C	-.411585	.038432	-10.7095	[.000]
LN_XN	.085753	.546493E-02	15.6916	[.000]
LN_N	.024196	.824273E-02	2.93545	[.003]
ZADV	-.770325E-02	.020642	-.373180	[.709]

Pour les ménages ruraux :

Adjusted R-squared = .051263

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic	P-value
C	-.208879	.034232	-6.10178	[.000]
LN_XN	.051580	.480645E-02	10.7315	[.000]
LN_N	.028622	.816693E-02	3.50467	[.000]
ZADV	.014282	.020323	.702756	[.482]

A la différence de la méthode d'Engel, les échelles d'équivalence de Rothbarth sont obtenues en égalisant les dépenses en biens d'adultes d'un ménage quelconque avec le ménage de référence.

Puisque notre forme fonctionnelle est donnée par :

$$W_{adultes} = a + b\log\left(\frac{X}{N}\right) + c\log(N) + \sum_{i=1}^{N-1}\gamma_i \frac{z_i}{N} = \frac{D_{adultes}}{X}$$

La dépense en biens d'adultes s'écrit :

$$D_{adultes} = aX + bX\log\left(\frac{X}{N}\right) + cX\log(N) + X\sum_{i=1}^{N-1}\gamma_i \frac{z_i}{N}$$

En outre, la dépense en biens d'adultes de référence vaut :

$$\overline{D_{adultes}} = a\overline{X} + b\overline{X}\log\left(\frac{\overline{X}}{\overline{\overline{N}}}\right) + c\overline{X}\log(\overline{N}) + \overline{X}\sum_{i=1}^{N-1}\gamma_i \frac{\overline{z}_i}{\overline{\overline{N}}}$$

En égalisant les deux équations, on obtient :

$$aX + bX\log\left(\frac{X}{N}\right) + cX\log(N) + X\sum_{i=1}^{N-1}\gamma_i \frac{z_i}{N} = \overline{D_{adultes}} = a\overline{X} + b\overline{X}\log\left(\frac{\overline{X}}{\overline{\overline{N}}}\right) + c\overline{X}\log(\overline{N}) + \overline{X}\sum_{i=1}^{N-1}\gamma_i \frac{\overline{z}_i}{\overline{\overline{N}}}$$

De ce fait, les solutions pour X sont tirées des équations

$$aX_j + bX_j\log\left(\frac{X_j}{N}\right) + cX_j\log(N_j) + X_j\sum_{i=1}^{N-1}\gamma_i \frac{z_{ij}}{N_j} - \overline{D_{adultes}} = 0$$

$j = 1,2,3...4857$

Finalement on divise la valeur trouvée de X entre la dépense totale de référence pour chaque ménage de la population totale ($\overline{X} = 970.1$), urbain ($\overline{X} = 1501$) et rural ($\overline{X} = 511.7$) .

$$E = \frac{X}{\overline{\overline{X}}}$$

5. INDICES D'INEGALITE ET DE PAUVRETE

5.1 LA PAUVRETE

On peut définir la pauvreté comme une situation dans laquelle on ne dispose pas des ressources nécessaires à la survie. Dans notre mesure de la pauvreté, le choix du seuil de pauvreté, c'est-à-dire la limite en dessous de laquelle un ménage ou un individu est considéré comme pauvre, est déterminant dans les résultats puisque nos indicateurs en dépendent comme on pourra le voir un peu plus loin.

5.1.1. MESURES DE LA PAUVRETE :

Il existe plusieurs mesures possibles de la pauvreté dont voici les plus utilisées.

1. L'indice numérique de pauvreté (ou Head count ratio) :

$$H(x,z) = \frac{q}{n}$$

avec q : les personnes jugées pauvres
et n : la taille de la population

(! Pour l'analyse des répercussions de politiques spécifiques sur les pauvres, cet indice a de graves inconvénients puisqu'il n'est pas sensible aux différences d'intensité de la pauvreté, par exemple si une personne pauvre devient encore plus pauvre)

2. L'écart de pauvreté :

Meilleur que l'Head count ration puisqu'il est basé sur le déficit de revenu global des pauvres par rapport au seuil de pauvreté. Il rend compte de la distance moyenne qui sépare les pauvres du seuil de pauvreté et donne donc une meilleure idée de l'intensité de la pauvreté.

$$PG = \sum_{i=1}^{q} (1 - \frac{y_i}{z}) / n$$

On clase les niveaux de consommation par ordre croissant, c'est-à-dire que $y_1 =$ la consommation de la personne la plus pauvre et $y_n =$ la consommation de la personne la moins pauvre (avec $y_n \leq z$).

(! Ne prend pas en compte de manière convaincante les différences d'intensité de la pauvreté entre les pauvres).

3. L’indice de Sen :

$$P^S = H\left[I + (1 - I)G^P\right]$$

avec G^P :l’indice de Gini des pauvres
et $P^S = PG$ si absence d’inégalité entre les pauvres

(! Ne satisfait pas à la propriété “d’additivité”= la pauvreté totale doit être égale à la somme pondérée par les effectifs de population des niveaux de pauvreté des différents sous-groupes de la société.

4. Mesure P de Foster-Greer-Thorbecke :

Simple mesure, additive qui pondère les écarts de pauvreté des pauvres par ces mêmes écarts de pauvreté aux fins d’évaluation de la pauvreté globale.

$$P_\alpha = \sum_{i=1}^{q}(1 - \frac{y_i}{z})^\alpha / n$$

avec $\alpha =$paramètre d’aversion à la pauvreté

Si $\alpha = 0 \quad \Rightarrow P_0 = \frac{1}{n}q$

Si $\alpha = 1 \quad \Rightarrow P_1 = \sum_{i=1}^{q} (1 - \frac{y_i}{z})/n$

Si $\alpha = 2 \quad \Rightarrow P_2 = \sum_{i=1}^{q} (1 - \frac{y_i}{z})^2 / n$

$P_2 =$moyenne pondérée des écarts de pauvreté dans laquelle les poids sont les écarts de pauvreté proportionnels eux-mêmes.

5.2. L’INEGALITE

Il y a inégalité (par exemple) lorsqu’ une minorité de personne possède la plus grande partie de la richesse d’un pays.
Par contre , lorsque tous les individus ont le même revenu on dit qu’il y a parfaite égalité.
On peut remarquer qu’ il peut y avoir égalité parfaite avec zéro pauvres ce qui implique que toute la population est riche ; ou bien la situation inverse, c’est a dire zéro riche, ce qui implique que tous les individus ont le même revenu et sont pauvres .

5.2.1 MESURES D'INEGALITE

Nous avons choisit les indices d'inégalité d'Atkinson , de Gini et de Theil qui satisfont le principe de transfert de Dalton qui stipule que le niveau de bien-être social lorsque toute la population détient le même revenu est toujours supérieur à un niveau de bien-être correspondant à une situation d'inégalité.

L'indices de Gini et Theil sont des indices descriptifs alors que l'indice de Atkinson est normatif.

1 L'indice d' Atkinson :

Il s'écrit comme suit :

$$\varepsilon \neq 1 \Rightarrow A_\varepsilon = 1 - \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \left(\frac{y_i}{\mu} \right)^{1-\varepsilon} \right)^{1/1-\varepsilon}$$

$$\varepsilon \equiv 1 \Rightarrow A_1 = 1 - \prod_{i=1}^{n} \left(\frac{y_i}{\mu} \right)^{1/n}$$

μ est la moyenne des dépenses équivalentes .

y_i la dépense équivalente du ménage i :
n le nombre total de ménages.
ε est un paramètre qui indique le niveau d'aversion de la société à l'inégalité. Plus il est élevé, plus l'aversion à l'inégalité de la société est forte.

2 L'indice de Theil :

$$I_t = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \frac{y_i}{\mu} \log \left(\frac{y_i}{\mu} \right)$$

μ indique toujours la moyenne des dépenses équivalentes .

y_i indique toujours le niveau de la dépense équivalente du ménage i :
n indique toujours le nombre total de ménages.

3 Indices de Gini :

Il est défini comme suit :

$$\gamma = \frac{n+1}{n-1} - \frac{2}{n(n-1)\mu} \sum_{i=1}^{n} \rho_i x_i$$

μ est toujours la moyenne des dépenses équivalentes .
x_i la dépense équivalente du ménage i :

x_j la dépense équivalente du ménage j :

n le nombre total de ménages.

ρ_i est le rang du ménage i dans la distribution x des dépenses équivalentes.

Nous avons rangé les dépenses équivalentes par ordre décroissant. Ainsi les ménages qui ont des dépenses équivalents les plus élevées occupent les premiers rangs tandis ceux qui ont les dépenses les plus faibles sont dans les dernières positions.

6.ANALYSE AVEC LA METHODE D'ENGEL

6.1 INDICES DE PAUVRETE, CALCULS ET EXPLICATIONS :

Pour calculer les indices de pauvreté de la population avant l'introduction du Bonosol, nous avons commencé par diviser la population en deux groupes : population urbaine et population rurale. Ensuite, nous avons calculé les indices pour les deux groupes . La ligne de pauvreté que nous avons utilisé correspond aux données de décembre de l'année 2000 de l'I.N.E. (Institut National de Statistique) et de l'U.D.A.P.E. (Unité d'Analyse de Politiques Economiques et Sociales) en Bolivie. Cette ligne de pauvreté est de 322.6 Bolivianos dans la zone urbaine et de 231.6 Bolivianos dans la zone rurale.

Rappelons que pour le calcul des indices, nous avons utilisé les dépenses équivalentes (et non pas les revenus équivalents) calculées à l'aide des échelles d'équivalence trouvées précédemment avec la méthode d'Engel. Pour pouvoir calculer les indices de pauvreté et d'inégalité par individus, on doit encore multiplier cette dépense par l'échelle d'équivalence d'un ménage à 1 adulte (toujours par rapport au ménage de référence) afin d'obtenir la dépense équivalente pour 1 adulte qui nous permettra de calculer les indices d'inégalité et de pauvreté par personne et non par ménage, cette échelle est de 0.68 pour les ménages urbains et de 0.63 pour les ménages ruraux.
Pour calculer les indices, nous avons pris la formule :

$$P_\alpha(y,z) = \frac{1}{n} \sum_{i \in Z(y)} \left(\frac{g_i}{z} \right)^\alpha$$

qui correspond à l'indice de Foster, Greer et Thorbecke (indice FGT), présenté dans la partie théorique, et où ***y*** représente notre vecteur des dépenses équivalentes, **z** représente le seuil de pauvreté pour la Bolivie correspondant à l'année 2000, ***Z(y,z)*** est défini comme l'ensemble des ménages tels que leur revenu est inférieur au seuil de pauvreté (donc l'ensemble des ménages pauvres), $\boldsymbol{g_i}$ est le poverty gap pour le ménage ***i*** (différence entre le seuil de pauvreté et la dépense équivalente du ménage ***i***) et α est le paramètre d'aversion à la pauvreté.

On prend les valeurs 0, 1 et 2 du paramètre α pour calculer l'indice FGT, α = 0 permet de calculer le Head Count Ratio (H(y,z)) ; α = 1, l'indice $\boldsymbol{P_1(y,z)}$ et l'Income Gap Ratio (I(x,z), calculé à l'aide du Head Count Ratio); et α = 2, l'indice $\boldsymbol{P_2(y,z)}$, qui sert a mesurer l'intensité de la pauvreté dans la population.

Voici le résumé des résultats trouvés :

Tableaux 1 et 2: indices de pauvreté sur les individus pour la zone urbaine et la zone rurale et pour la population avant et après tous les chocs

Ménages Urbains:

	Avant tout choc	**Après le Bonosol**	**Après 1er choc alternatif**	**Après 2ème choc alternatif**
Nombre de personnes (n) :	11633	11633	11633	11633
Seuil de Pauvreté (z) :	322.6	322.6	322.6	322.6
Nombre de personnes pauvres :	2248	2140	2047	2003
Somme des Poverty Gaps ( ) :	199326.17	183672.3	170053.29	161661.7
Somme des Poverty Gaps au carré ( ) :	25866948.02	23133730.68	20968173.97	19455197.09
Head Count Ratio :	0.1932	0.184	0.176	0.1722
P1(x,z) :	0.0531	0.0489	0.0453	0.0431
Income Gap Ratio :	0.2749	0.2661	0.2575	0.2502
P2(x,z) :	0.1106	0.1039	0.0984	0.0933

Ménages Ruraux:

	Avant tout choc	**Après le Bonosol**	**Après 1er choc alternatif**	**Après 2ème choc alternatif**
Nombre de personnes (n) :	9090	9090	9090	9090
Seuil de Pauvreté (z) :	231.6	231.6	231.6	231.6
Nombre de personnes pauvres :	4991	4614	4528	4624
Somme des Poverty Gaps ( ) :	510784.72	459319.28	408251.26	426150.13
Somme des Poverty Gaps au carré ( ) :	68302494.64	60185735.78	48895536.5	52223415.53
Head Count Ratio :	0.5491	0.5076	0.4981	0.5087
P1(x,z) :	0.2426	0.2182	0.1939	0.2024
Income Gap Ratio :	0.4419	0.4298	0.3893	0.3979
P2(x,z) :	0.1401	0.1234	0.1003	0.1071

Commentaires : on constate que le pourcentage des pauvres dans la zone rurale (55 %) est plus élevé que dans la zone urbaine(19%), on voit aussi (d'après l'income gap ratio) que la moyenne des écart des dépenses des pauvres par rapport au seuil de pauvreté exprimée en pourcentage est significativement plus élevée dans la zone rurale.

6.2 INDICES D'INEGALITE , CALCULS ET EXPLICATIONS

Apres avoir choisi la spécification qui donne les échelles les plus plausibles, c'est à dire celles proposées par de Deaton (1970) qui sont :

-Modèle pour les ménages urbains et échelles correspondantes:

$$\omega_u = 1.54563 - 0.147608\log(y) + 0.081751\log(n) - 0.069203 nonchild$$

$$echelleurb = \left(\frac{2}{child + nonchild}\right)^{\frac{0.081751}{-0.147608}} \left(\exp\left(\frac{0.069203}{-0.147608}\right)\left(\frac{child}{child + nonchild}\right)\right)$$

-Modèle pour les ménages ruraux et échelles correspondantes :

$$\omega_u = 1.12857 - 0.077822\log(y) + 0.052714\log(n) + 0.00755951 nonchild$$

$$echellerur = \left(\frac{2}{child + nonchild}\right)^{\frac{0.052714}{-0.077822}} \left(\exp\left(\frac{0.00755951}{-0.077822}\right)\left(\frac{child}{child + nonchild}\right)\right)$$

Et calculé les dépenses équivalentes des ménages en divisant à chaque fois les dépenses totales du ménage par l'échelle d'équivalence correspondante.
Nous avons ensuite calculé pour chaque zone, urbaine et rurale, et pour la population totale les indices d'Atkinson, de Theil et de Gini.
Pour l'indice d 'Atkinson nous avons choisi plusieurs niveaux d'aversion à l'inégalité ε :
0.25, 0.50, 0.75, 1, 1.25, 1.50, 1.75, et 2.
Pour le calcul de l'indice global nous avons additionné les dépenses équivalentes des ménages urbains et ruraux.

Pour ce qui est des résultas, nous avons calculé les indices avant le Bonosol et ensuite les indices après le Bonosol (colonne Ind). Ceci nous permet de connaître l'impact du Bonosol sur l'inégalité. Nous avons finalement calculé les indices après les deux politiques alternatives (colonnes Choc1 et Choc 2).

Tableau 3 : Indices d'inégalité sur les ménages pour la zone urbaine, zone rurale et population totale.

Atkinson	urbain	rural	Population totale
Paramètre	**Ind. avant**	**Ind. avant**	**Ind. Avant**
0.25	0.09	0.074	0.011
0.5	0.170	0.142	0.215
0.75	0.238	0.20	0.301

1	0.298	0.262	0.377
1.25	0.351	0.316	0.443
1.5	0.398	0.367	0.502
1.75	0.442	0.414	0.554
2	0.482	0.457	0.601
Theil	0.170	0.135	0.216
Gini	0.472	0.414	0.383

Les colonnes Ind. avant et Ind. après du tableau indiquent les indices d'inégalité avant le Bonosol : ainsi on a un indice de Gini pour la population totale de 0.38,un indice de Theil de 0.216 et l'indice d'Atkinson est de 0.011 pour un niveau d'aversion à l'inégalité égal à 0.25 et de 0.60 un paramètre d'aversion égal à 2.

Tandis que l'indice de Gini est de 0.472 pour la zone urbain, et de 0.414 en milieu rural. L'indice d'Atkinson est de 0.09 en milieu urbain 0.074 en milieu rural pour un paramètre d'aversion égal à 0.25.Il est de 0.482 en zone urbaine, 0457 en zone rurale lorsque le paramètre d'aversion est égal à 2.

Le tableau 2 indique aussi qu'il y a plus d'inégalité en milieu urbaine par rapport au milieu rural quelque soit l'instrument de mesure considéré.

Ceci peut être expliqué par le fait qu'en milieu rural, l'auto consommation représente une partie importante de la consommation totale et en plus de cela, la populations rurales exercent en général les mêmes activités et par conséquent la consommation ne diffère largement d'un ménage à un autre. Par contre en milieu urbain la consommation et les activités sont très hétérogènes, ce qui implique des niveaux de vie plus semblable en zone rurale qu'en zone urbaine.

(On remarque que l'indice de Gini pour la population totale est inférieur à l'indice des zones urbaine et rurale.)

6. 3 INTRODUCTION DU BONOSOL.

Avant de calculer les indices de pauvreté et d'inégalité (après l'introduction du Bonosol), il faut dire que l'on s'attend à ce que la pauvreté diminue (et donc que les indices diminuent aussi). C'est le cas pour tous les transferts unilatéraux d'argent vers la population. La question sera de savoir de combien diminuera la pauvreté et s'il existe une meilleure politique de distribution avec les ressources du Bonosol. Par contre, pour ce qui est de l'inégalité, on ne peut pas avoir des à priori par rapport à son évolution.

Pour l'introduction du Bonosol, on divise les 1800 Bs annuel par 12 mois qui est égal à 150 Bs et on ajoute ce montant à la dépense totale mensuelle de chaque ménage. On divise ce résultat par l'échelle d'équivalence trouvée précédemment avec la méthode d'Engel (pour chaque ménage) et on obtient ainsi la dépense équivalente par rapport au ménage de référence. A nouveau on multiplie cette dépense par l'échelle pour 1 adulte afin d'obtenir la dépense équivalente pour un adulte.

6.3.1 IMPACT SUR LA PAUVRETE

Commentaires : Avant même d'introduire le Bonosol, nous savions que la pauvreté allait diminuer, le pourcentage des pauvres a effectivement diminué puisqu'il est passé de 19.3% à 18.4 % dans la zone urbaine et de 55% à 50.8% dans la zone rurale, l'écart moyen en pourcentage (IGP) a également diminué puisqu'il est passé de 27.5% à 26.6% dans la zone urbaine et de 44.2%à 43% dans la zone rurale, ce qui n'est vraiment pas énorme.(tout comme pour le HCR).

6.3.2. IMPACT SUR L'INEGALITE

Après avoir introduit le Bonosol, nous avons calculé à nouveau les indices d'inégalité, les résultats sont résumés dans le tableau 2. Ce dernier nous permet de voir l'évolution des inégalités après le Bonosol et son ampleur.

Tableau 7 : indices d'inégalité sur les ménages pour la zone urbaine et la zone rurale et pour la population totale..

Atkinson	urbain		rural		Population totale	
Paramètre	**Ind. avant**	**Ind. après**	**Ind. avant**	**Ind. après**	**Ind. avant**	**Ind. après**
0.25	0.09	0.0886	0.011	0.109	0.074	0.066
0.5	0.170	0.165	0.215	0.202	0.142	0.127
0.75	0.238	0.231	0.301	0.284	0.20	0.185
1	0.298	0.289	0.377	0.355	0.262	0.239
1.25	0.351	0.339	0.443	0.418	0.316	0.29
1.5	0.398	0.385	0.502	0.475	0.367	0.341
1.75	0.442	0.426	0.554	0.525	0.414	0.388
2	0.482	0.463	0.601	0.572	0.457	0.432
Theil	0.170	0.166	0.216	0.204	0.135	0.119
Gini	0.472	0.45	0.383	0.368	0.414	0.39

Le Tableau 7 (colonne Ind. après) indiquent les indices après le Bonosol. En comparant ces derniers avec les indices avant le Bonosol (colonne Ind. avant), nous observons une diminution des inégalités en milieu urbain et en milieu rural et pour la population totale.

En zone urbaine l'indice de Gini baisse de 2 points, il passe de 0.47 à 0.45, de 0.41 à 0.39 en zone rurale et de 0.38 à 0.36 pour l'ensemble de la population.

Tandis qu'avec Atkinson et Theil la baisse est plus sensible au niveau rural qu'en milieu urbain.

L'indice de Theil passe seulement de 0.17 à 0.16 en milieu urbain par contre en milieu rural, il passe de 0.135 à 0.119.

Avec l'indice d'Atkinson la baisse est comprise entre 1.5 et 2 points en milieu rural à partir des paramètres supérieurs à 0.25, par contre elle est comprise entre 0 et 2 en milieu urbain.

En somme, nous observons que d'après les résultats obtenus, que le Bonosol peut contribuer à la réduction des inégalités pour l'ensemble de la population et à l'intérieur de chaque zone. L'ampleur de la réduction est plus forte en milieu rural par rapport en milieu urbain.

6.4 INTRODUCTON DE CHOCS ALTERNATIFS

On a vu que la question importante était de savoir si le Bonosol était une politique efficace pour diminuer la pauvreté et l'inégalité dans la population, ou si l'on pouvait, avec les mêmes ressources, trouver d'autres politiques plus efficaces. C'est dans cette optique que l'on propose deux chocs alternatifs.

6.4.1 Introduction d'un premier choc alternatif, explications :

On a vu que la question importante était de savoir si le Bonosol était une politique efficace pour diminuer la pauvreté et l'inégalité dans la population, ou si l'on pouvait, avec les mêmes ressources, trouver d'autres politiques plus efficaces. C'est dans cette optique que l'on propose deux chocs alternatifs.

Pour le premier choc, il s'agit en premier lieu de calculer quelle somme d'argent l'on donne au total aux personnes de plus de 65 ans. On multiplie donc 1800 Bs. par le nombre de personnes âgées dans toute la population, puis l'on divise le résultat (1962000 Bs.) par le nombre total d'individus dans la population(20723) dans l'ensemble de la population et l'on trouve la somme qu'il faudrait donner chaque année pour chaque personne, au lieu du Bonosol (94.67 Bs.). Enfin on divise ce montant par 12 pour obtenir la somme de Bs qu'il faudrait donner par mois, on le multiplie par le nombre de personnes composant le ménage et on le divise par l'échelle correspondant à 1 adulte (0.68 pour urbain et 0.63 pour les ruraux). Finalement, on additionne ce montant à la dépense totale équivalente pour un adulte que l'on a trouvé avant l'introduction de tous les chocs .

Impact sur la pauvreté

Commentaires : Tout d'abord, on voit que le pourcentage des pauvres a nettement diminué, ce à quoi on s'attendait, puisque l'on donne de l'argent à chaque personne. Cette diminution est plus importante qu'avec la politique du Bonosol que ce soit dans la zone rurale ou dans la zone urbaine (HCR). En revanche, l'intensité de la pauvreté par rapport au Bonosol (IGR,P1,P2) ne diminue que de très peu.

Impact sur l'inégalité

Le tableau 11 résume les indices après le premier choc alternatif, grâce à ce tableau nous pouvons comparer l'impact de la première politique alternative à l'impact du Bonosol.

Tableau 11 : indices d'inégalité sur les ménages pour la zone urbaine, zone rurale et pour la population totale après la première politique alternative.

Atkinson	urbain			rural			Population totale		
Paramètre	**Ind. avant**	**Après Bonosol**	**Après Choc 1**	**Ind. avant**	**Après Bonosol**	**Après Choc 1**	**Ind. avant**	**Après Bonosol**	**Après Choc 1**
0.25	0.09	0.0886	0.0887	0.074	0.066	0.067	0.011	0.109	0.110

0.5	0.170	0.165	0.165	0.142	0.127	0.127	0.215	0.202	0.204
0.75	0.238	0.231	0.231	0.20	0.185	0.183	0.301	0.284	0.286
1	0.298	0.289	0.289	0.262	0.239	0.235	0.377	0.355	0.356
1.25	0.351	0.339	0.339	0.316	0.29	0.282	0.443	0.418	0.417
1.5	0.398	0.385	0.384	0.367	0.341	0.327	0.502	0.475	0.472
1.75	0.442	0.426	0.424	0.414	0.388	0.367	0.554	0.525	0.519
2	0.482	0.463	0.460	0.457	0.432	0.406	0.601	0.572	0.562
Theil	0.170	0.166	0.165	0.135	0.119	0.12	0.216	0.204	0.206
Gini	0.472	0.45	0.450	0.414	0.39	0.394	0.383	0.368	0.499

Avec la population totale, nous constatons à travers ce tableau, qu' en considérant les mesures d'Atkinson ,que la politique proposée c'est à dire redistribuer le montant du Bonosol à l'ensemble de la population a un effet quasi identique au Bonosol. L'ampleur de son impact est même légèrement inférieur à celui du Bonosol.

Avec les ménages urbains aussi les indices indiquent des résultats quasi identiques. Par contre en zone rurale la politique est légèrement mieux que le Bonosol pour les paramètres d'aversion supérieurs à 1.5.

Les indices de Theil et de Gini aussi indiquent que la politique alternative a le même effet que le Bonosol. Sauf avec l'indice de Gini pour la population totale on note une détérioration de 10 points.

Nous ne pouvons pas conclure que le Bonosol est préférable ou non à cette politique alternative étant donné que les indices utilisés affichent des résultats contradictoires.
Ainsi si nous prenons en considération toute la population ou si nous nous basons seulement sur les résultats donnés par les indices de Gini et de Theil le Bonosol est préférable.
Par contre la deuxième politique est meilleure en milieu rural et pour des paramètres d'aversion supérieurs à 1.5
On peut aussi remarquer que le premier choc alternatif n'est pas une politique sélective qui vise à améliorer la situation des plus pauvres.

6.4.2 Introduction d'un deuxième choc alternatif, explication :

Nous allons introduire à présent un deuxième choc alternatif, qui est destiné surtout à diminuer la pauvreté. Il nous faut avant tout connaître les caractéristiques démographiques des ménages les plus pauvres dans la zone urbaine et rurale. Pour cela, on divise les populations urbaine et rurale en deux sous-groupes : ceux qui se trouvent au-dessus de la ligne de pauvreté et ceux qui se trouvent en dessous de celle-ci.

Ensuite on calcule la moyenne des caractéristiques démographiques, c'est-à-dire la moyenne du nombre de bébés, enfants, adolescents, adultes et personnes âgées de plus de 65 ans par ménage, pour tous les sous-groupes. Les résultats obtenus sont les suivants :

Moyennes pour les ménages ruraux :

CARACTERISTIQUES	En dessous du seuil	Au-dessus du seuil
Nombre de bébés :	0.76	0.53
Nombre d'enfants :	1.09	0.87
Nombre d'adolescents :	0.45	0.42
Nombre d'adultes :	1.91	1.92
Nombre de personnes âgées :	0.30	0.19

Moyennes pour les ménages urbains :

CARACTERISTIQUES	En dessous du seuil	Au-dessus du seuil
Nombre de bébés :	0.84	0.38
Nombre d'enfants :	1.18	0.68
Nombre d'adolescents :	0.45	0.50
Nombre d'adultes :	1.94	2.30
Nombre de personnes âgées :	0.19	0.20

En observant les résultats, on voit que les caractéristiques moyennes correspondantes au nombre d'adolescents, adultes et personnes âgées se ressemblent pour tous les sous-groupes, mais on constate également que les sous-groupes se trouvant en dessous du seuil de pauvreté (dans le cas urbain et rural) ont en moyenne un enfant et un bébé, alors que ceux qui se trouvent au-dessus du seuil n'ont généralement pas de bébés et la moyenne pour le nombre d'enfants est inférieure, mais proche tout de même de un.

Tout ceci nous suggère que le fait d'avoir des bébés ou des enfants peut contribuer à la probabilité qu'un ménage se trouve en dessous du seuil de pauvreté. Cela peut être aussi constaté par les personnes qui connaissent ou qui ont connu au moins une fois la réalité des familles pauvres en Bolivie, ces familles ont généralement beaucoup d'enfants, plus que les familles qui ne sont pas pauvres.

Notre deuxième choc alternatif proposé consiste donc à donner aux familles une certaine somme d'argent pour chaque enfant ou bébé qu'ils aient. De même que pour le premier choc alternatif,, on multiplie le montant du Bonosol, 1800 Bs. par le nombre de personnes âgées de plus de 65 ans dans toute la population, puis on divise le résultat (1962000 Bs.) par le nombre total d'enfants et de bébés (7328) dans l'ensemble de la population et on trouve la quantité qu'il faudrait donner pour chaque bébé ou enfant par ménage, chaque année, au lieu du Bonosol (267.74 Bs.).

Finalement, on divise ce résultat par douze mois, on l'additionne à la dépense totale et on calcule la dépense totale équivalente pour chaque ménage avec les échelles d'équivalence trouvées avec la méthode d'Engel.

<u>Impact sur la pauvreté</u>

Une fois encore, on s'attend à ce que la pauvreté diminue. La méthode utilisée pour calculer les indices avec le deuxième choc alternatif est similaire à celle utilisée pour calculer les indices précédemment.

Commentaires :
Pour la population urbaine, on voit que le 2ème choc alternatif est meilleur que le premier puisque le pourcentage des pauvres diminue encore. L'intensité de la pauvreté diminue aussi, cependant c'est une petite variation.
En revanche, pour la population rurale, le pourcentage des pauvres est plus important qu'avec le premier choc (et même plus important qu'avec le Bonosol), mais cette augmentation est vraiment minime. Pour ce qui est de l'intensité, elle est plus importante que le premier choc, mais inférieur au Bonosol.

Impact sur l'inégalité

Le tableau 15, ci dessous, résume les résultats des indices après la deuxième politique alternative qui consiste à partager le montant du Bonosol aux enfants.
Il nous permet de comparer cette deuxième politique avec le Bonosol et le premier choc alternatif.

Tableau 15 : indices d'inégalité sur les ménages pour la zone urbaine et la zone rurale et pour la population totale après la deuxième politique alternative.

Atkinson	urbain				rural				Population totale			
Paramètre	**Ind. avant**	**Après Bonosol**	**Après Choc 1**	**Après Choc2**	**Ind. avant**	**Après Bonosol**	**Après Choc 1**	**Après Choc2**	**Ind. avant**	**Après Bonosol**	**Après Choc 1**	**Après Choc2**
0.25	0.09	0.088	0.088	0.0889	0.074	0.066	0.067	0.067	0.011	0.109	0.110	0.110
0.5	0.170	0.165	0.165	0.165	0.142	0.127	0.127	0.128	0.215	0.202	0.204	0.205
0.75	0.238	0.231	0.231	0.232	0.20	0.185	0.183	0.185	0.301	0.284	0.286	0.287
1	0.298	0.289	0.289	0.289	0.262	0.239	0.235	0.236	0.377	0.355	0.356	0.358
1.25	0.351	0.339	0.339	0.340	0.316	0.29	0.282	0.285	0.443	0.418	0.417	0.420
1.5	0.398	0.385	0.384	0.386	0.367	0.341	0.327	0.330	0.502	0.475	0.472	0.475
1.75	0.442	0.426	0.424	0.427	0.414	0.388	0.367	0.372	0.554	0.525	0.519	0.524
2	0.482	0.463	0.460	0.467	0.457	0.432	0.406	0.410	0.601	0.572	0.562	0.567
Theil	0.170	0.166	0.165	0.166	0.135	0.119	0.12	0.123	0.216	0.204	0.206	0.208
Gini	0.472	0.45	0.450	0.450	0.414	0.39	0.394	0.395	0.383	0.368	0.499	0.50

En **zone urbaine** : Les indices d 'Atkinson, de Theil et de Gini trouvés après l'introduction de la deuxième politique alternative sont à peu près les mêmes que ceux trouvés avec le Bonosol.

Par contre en **zone rurale**, en prenant en considération l'indice d'Atkinson, et pour tout paramètre d'aversion supérieur à 0.75 la deuxième politique alternative diminue davantage l'inégalité que le Bonosol. Les indices de Gini et de Theil indiquent qu'en milieu rural la deuxième a le même impact que le Bonosol.

Avec la **population totale**, on observe avec les indices d'Atkinson que l'impact avec les deux politiques est le même. Elle donne des résultats légèrement mieux que le Bonosol pour des paramètres d'aversion supérieurs à 1.5.
Les indices de Gini et de Theil indiquent que, pour la population totale, la deuxième politique est moins bonne que le Bonosol.

En conclusion, nous pouvons dire que globalement la deuxième politique alternative améliore davantage l'inégalité, car elle a le même impact que le Bonosol en zone urbaine, rurale et pour la population totale. Elle diminue plus l'inégalité en milieu rural avec Atkinson pour les niveaux d'aversion supérieurs à 0.75, et pour les paramètres supérieurs à 1.5 pour l'ensemble de la population. Cependant il y a une ambiguïté car les indices de Gini et Theil lorsque l'on prend en compte l'ensemble de la population prouve le contraire.

7.ANALYSE AVEC LA METHODE DE ROTHBARTH

7.1 INDICES DE PAUVRETE, CALCULS ET EXPLICATIONS

Le calcul des indices de pauvreté avec la méthode de Rothbarth a été très similaire à celui avec la méthode d'Engel, on a toujours les deux groupes (population urbaine et population rurale) ; on a pris les mêmes lignes de pauvreté que précédemment ; et on a aussi calculé les dépenses équivalentes individuelles pour pouvoir calculer les indices de pauvreté et d'inégalité par individus, l'échelle d'équivalence d'un ménage à un adulte (toujours par rapport au ménage de référence) étant de 0.852 pour les ménages urbains et de 0.9098 pour les ménages ruraux dans ce cas-ci. Finalement, on a de nouveau pris la famille d'indices de Foster, Greer et Thorbeck avec les mêmes valeurs du paramètre α . Nous allons expliquer plus loin la raison pour laquelle l'étude pour la population totale n'a pas été réalisée.

Voici le résumé des résultats trouvés cette fois-ci :

Tableaux 16 et 17 : indices de pauvreté entre individus pour les ménages des zone urbaine et rurale avant et après l'introduction de tous les chocs

Ménages Urbains:

	Avant tout choc	Après le Bonosol	Après 1er choc alternatif	Après 2ème choc alternatif	Après le Bolivida
Nombre de personnes :	11633	11633	11633	11633	11633
Seuil de Pauvreté :	322.6	322.6	322.6	322.6	322.6
Nombre de personnes pauvres :	318	212	242	237	282
Somme des Poverty Gaps :	22606.33	15759.03	15741.16	16188.02	19754.36
Somme des Poverty Gaps au carré :	2734478.14	1782096.55	1738615.64	2060751.64	2314920.13
Head Count Ratio :	0.0273	0.0182	0.0208	0.0204	0.0242
P1(x,z) :	0.0060	0.0042	0.0042	0.0043	0.0053
Income Gap Ratio :	0.2204	0.2304	0.2016	0.2117	0.2171
P2(x,z) :	0.0826	0.0808	0.0690	0.0836	0.0789

Ménages Ruraux:

	Avant tout choc	Après le Bonosol	Après 1er choc alternatif	Après 2ème choc alternatif	Après le Bolivida
Nombre de personnes :	9090	9090	9090	9090	9090
Seuil de Pauvreté :	231.6	231.6	231.6	231.6	231.6
Nombre de personnes pauvres :	1974	1644	1667	1550	1899
Somme des Poverty Gaps :	160003.77	126239.78	111487.29	101888.35	148167.37
Somme des Poverty Gaps au carré :	17266413.86	13097354.17	10088475.43	9595284.66	15369823.75
Head Count Ratio :	0.2172	0.1809	0.1834	0.1705	0.2089
P1(x,z) :	0.0760	0.0600	0.0530	0.0484	0.0704
Income Gap Ratio :	0.3500	0.3316	0.2888	0.2838	0.3369
P2(x,z) :	0.0354	0.0269	0.0207	0.0197	0.0315

On voit que les résultats expriment difficilement la réalité du pays, en effet le pourcentage des pauvres dans la zone rurale (21.72 %) et celui dans la zone urbaine(2.73%) sont difficilement croyables pour un pays comme la Bolivie, où chaque année les statistiques d'organismes nationaux et internationaux montrent d'autres chiffres plus élevées. C'est pour cette raison qu'on doit plutôt faire confiance aux résultats trouvés avec la méthode d'Engel.

7.2 INDICES D'INEGALITE,CALCULS ET EXPLICATIONS

Pour le calcul des dépenses équivalentes, nous avons divisé les dépenses totales de chaque ménage entre l'échelle d'équivalence qui lui correspondait et ceci pour les ménages urbains et ruraux. Nous avons utilisé les échelles d'équivalence trouvés avec la méthode de Rothbarth.

Comparaison entre la zone urbaine et la zone rurale

Tableau 18 : indices d'inégalité sur les ménages pour la zone urbaine et la zone rurale avant l'introduction des chocs

INEGALITE – AVANT TOUT CHOC		
Atkinson		
Paramètre	**URBAIN**	**RURAL**
0.25	0.0798	0.0730
0.5	0.1503	0.1409
0.75	0.2130	0.2048
1	0.2694	0.2651
1.25	0.3211	0.3220
1.5	0.3695	0.3755
1.75	0.4163	0.4255
2	0.4633	0.4718
Theil	0.1477	0.1318

Si nous considérons par exemple un paramètre d'aversion pour l'inégalité égale à 1, l'indice d'Akinson est de 0.269 au niveau urbain et 0.265 au niveau rural. Les indices affichent une inégalité légèrement plus grande au niveau urbain jusqu'à un paramètre d'aversion de 1.25; au delà de cette valeur, l'inégalité est plus grande en milieu rural.

L'indice de Theil : 0.147 en ville contre 0.132 dans la campagne nous montre que l'inégalité est plus forte en milieu urbain qu'en milieu rural.

7.3 INTRODUCTION DU BONOSOL.

7.3.1 IMPACT SUR LA PAUVRETE

Comme dans le cas de la méthode d'Engel nous savions que la pauvreté allait diminuer. On voit effectivement qu'il diminue en passant de 2.73 % à 1.82 % dans la zone urbaine et de 21.72 % à 18.09 % dans la zone rurale. L'écart moyen en pourcentage (IGR), par contre, augmente dans la zone urbaine, car il passe de 22.04 % à 23.04 % ; et il diminue dans la zone rurale, puisqu'il passe de 35 %à 33.16 %. Voir Tableaux 4 et 5.

7.3.2 IMPACT SUR L'INEGALITE

Avec l'introduction du Bonosol nous avons observé une diminution des inégalités tant en milieu rural qu'en milieu urbain. : avec toujours un paramètre d'aversion de 1, l'indice d'Atkinson passe de 0.269 à 0.258 en ville, soit une baisse d'environ un pour cent. En campagne il passe de 0.265 à 0.231 soit une baisse d'environ trois pour cent.

Tableau 19 : indices d'inégalité sur les ménages pour la zone urbaine et la zone rurale après l'introduction du Bonosol

BONOSOL – INEGALITE				
Atkinson	Avant	Après	Avant	Après
Paramètre	**URBAIN**		**RURAL**	
0.25	0.0798	0.0771	0.0730	0.0635
0.5	0.1503	0.1448	0.1409	0.1225
0.75	0.2130	0.2045	0.2048	0.1780
1	0.2694	0.2577	0.2651	0.2307
1.25	0.3211	0.3055	0.3220	0.2810
1.5	0.3695	0.3493	0.3755	0.3289
1.75	0.4163	0.3903	0.4255	0.3745
2	0.4633	0.4300	0.4718	0.4177
Theil	0.1477	0.1430	0.1318	0.1149

L'indice de Theil passe de 0.148 à 0.143 en milieu urbain et de 0.132 à 0.115 en milieu rural. La diminution est donc faible en ville, alors que dans la campagne il existe une baisse de trois points. En somme nous pouvons dire que le Bonosol peut contribuer à la réduction des inégalités d'après les indices trouvés précédemment.

7.4 INTRODUCTON DE CHOCS ALTERNATIFS

Cette fois nous proposons trois chocs alternatifs à la politique du Bonosol. Les chocs expliquées dans la section précédente plus l'introduction du Bolivida. Le résumé des effets sur la pauvreté et l'inégalité se trouve dans le tableaux ci-dessous.

Tableau 20 : indices d'inégalité sur les ménages pour la zone urbaine et la zone rurale et avant et après l'introduction de tous les chocs

INEGALITE - MILIEU RURAL					
Atkinson					
Paramètre	**Avant**	**Après Bonosol**	**Après Choc 1**	**Après Choc2**	**Après Bolivida**
0.25	0.0730	0.0635	0.0654	0.0675	0.0701
0.5	0.1409	0.1225	0.1257	0.1306	0.1350
0.75	0.2048	0.1780	0.1816	0.1900	0.1956
1	0.2651	0.2307	0.2338	0.2464	0.2525
1.25	0.3220	0.2810	0.2825	0.3000	0.3058
1.5	0.3755	0.3289	0.3278	0.3509	0.3557
1.75	0.4255	0.3745	0.3696	0.3992	0.4020
2	0.4718	0.4177	0.4081	0.4449	0.4448
Theil	0.1318	0.1149	0.1187	0.1219	0.1269

INEGALITE - MILIEU URBAIN					
Atkinson					
Paramètre	**Avant**	**Après Bonosol**	**Après Choc 1**	**Après Choc2**	**Après Bolivida**
0.25	0.0798	0.0771	0.0772	0.0776	0.0792
0.5	0.1503	0.1448	0.1452	0.1461	0.1489
0.75	0.2130	0.2045	0.2054	0.2071	0.2108
1	0.2694	0.2577	0.2591	0.2620	0.2661
1.25	0.3211	0.3055	0.3076	0.3125	0.3163
1.5	0.3695	0.3493	0.3520	0.3600	0.3627
1.75	0.4163	0.3903	0.3933	0.4063	0.4066
2	0.4633	0.4300	0.4325	0.4533	0.4494
Theil	0.1477	0.1430	0.1431	0.1437	0.1466

7.4.1 INTRODUCTION DU PREMIER CHOC

IMPACT SUR LA PAUVRETE

On se trouve dans une situation moins favorable dans le cas des ménages urbains car la diminution du Head Count Ratio n'est pas aussi significative avec le premier choc alternatif qu'avec le Bonosol, néanmoins l'Income Gap Ratio est plus petit avec le premier choc alternatif qu'avec le Bonosol. Dans le cas des ménages ruraux, si bien le HCR calculé n'est pas aussi petit que celui correspondant au Bonosol, l'IGR est nettement plus bas avec le premier choc alternatif.

IMPACT SUR L'INEGALITE

Nous apercevons une baisse de l'inégalité pour toutes les valeurs du paramètre de l'indice d 'Atkinson pour les deux milieux. Néanmoins, si l'on compare cette politique avec le Bonosol, le dernier a un impact un peu plus grand dans la baisse de l'inégalité

Tableau 21: indices d'inégalité sur les ménages pour la zone urbaine et la zone rurale et après la première politique alternative

APRES CHOC 1 – INEGALITE				
Atkinson				
Paramètre	**Avant**	**Après**	**Avant**	**Après**
	URBAIN		**RURAL**	
0.25	0.0798	0.0772	0.0730	0.0654
0.5	0.1503	0.1452	0.1409	0.1257
0.75	0.2130	0.2054	0.2048	0.1816
1	0.2694	0.2591	0.2651	0.2338
1.25	0.3211	0.3076	0.3220	0.2825
1.5	0.3695	0.3520	0.3755	0.3278
1.75	0.4163	0.3933	0.4255	0.3696
2	0.4633	0.4325	0.4718	0.4081
Theil	0.1477	0.1431	0.1318	0.1187

7.4.2 INTRODUCTION D'UN DEUXIEME CHOC ALTERNATIF

IMPACT SUR LA PAUVRETE

Pour la population urbaine, on voit que le deuxième choc alternatif est un petit peu meilleur que le premier au niveau du HCR, cependant on constate qu'il n'est pas aussi bas que l'HCR trouvé avec le Bonosol. L'ICR est meilleur que celui trouvé por le Bonosol, mais moins bon que celui trouvé avec le premier choc alternatif.

En revanche, pour la population rurale, le pourcentage des pauvres est moins important qu'avec le premier choc et qu'avec le Bonosol, de même pour les valeurs de l'ICR (ce serait donc une bonne politique pour le secteur rural d'après ceci).

IMPACT SUR L'INEGALITE

Tableau 22 : indices d'inégalité sur les ménages pour la zone urbaine et la zone rurale et après la deuxième politique alternative

CHOC 2- INEGALITE				
Atkinson				
Paramètre	**Avant**	**Après**	**Avant**	**Après**
	URBAIN		**RURAL**	
0.25	0.0798	0.0776	0.0730	0.0675
0.5	0.1503	0.1461	0.1409	0.1306
0.75	0.2130	0.2071	0.2048	0.1900

1	0.2694	0.2620	0.2651	0.2464
1.25	0.3211	0.3125	0.3220	0.3000
1.5	0.3695	0.3600	0.3755	0.3509
1.75	0.4163	0.4063	0.4255	0.3992
2	0.4633	0.4533	0.4718	0.4449
Theil	0.1477	0.1437	0.1318	0.1219

On constate à l'aide du tableau 10 qu'il existe une diminution de l'inégalité mais qu'elle est faible comparée avec celle entraînée par le Bonosol tantôt au niveau urbain que rural. Au niveau urbain il existe une diminution de l'inégalité pour des paramètres d'aversion allant de 0 à 1, alors que pour le milieu rural, cette diminution est observée pour tous les paramètres de 0 à 2. Pour ce qui est de l'indice de Theil, la diminution d'inégalité est presque négligeable en milieu urbain alors qu'elle est de 1% au milieu rural.

7.4.3 INTRODUCTION DU BOLIVIDA COMME TROISIEME CHOC ALTERNATIF

Le Bolivida, politique alternative au Bonosol, a été instaurée en 1998 sous le gouvernement de Hugo Bánzer Suarez. A grosso modo, cette politique est la même que le Bonosol puisqu'elle bénéficie le même secteur de la population, c'est-à-dire les personnes de 65 ans ou plus, la seule différence c'est le montant d'argent perçu : 60 dollars américains (372 Bs au taux de change de l'année 2000) chaque année, au lieu des 1800 Bolivianos du Bonsol .

Donc pour l'introduction du choc Bolivida, on divise les 372 Bs annuel par 12 mois, ce qui est environ égal à 31 Bs. On ajoute ce montant à la dépense totale mensuelle de chaque ménage. On divise ce résultat par l'échelle d'équivalence correspondante à chaque ménage trouvée avec la méthode de Rothbarth, et on obtient ainsi la dépense équivalente par rapport au ménage de référence. A nouveau on multiplie cette dépense par l'échelle d'équivalence pour un adulte afin d'obtenir la dépense équivalente pour un adulte.

IMPACT SUR LA PAUVRETE

Dans le cas de la population urbaine, on voit que l'HCR est plus élevé dans le cas du Bolivida que dans les autres politiques (y compris le Bonosol), principalement car le montant d'argent versé cette fois est très inférieur. L'ICR cependant, est inférieur à ceux correspondants au Bonosol et au premier choc alternatif.

Pour la population rurale, on voit que tant l'HCR comme l'ICR sont plus élevés avec le Bolivida qu'avec les autres politiques.

IMPACT SUR L'INEGALITE

Tableau 23 : indices d'inégalité sur les ménages pour la zone urbaine et la zone rurale et après la troisième politique alternative

INEGALITE - CHOC 3				
Atkinson				
Paramètre	**Avant**	**Après**	**Avant**	**Après**
	URBAIN		**RURAL**	
0.25	0.0798	0.0792	0.0730	0.0701

0.5	0.1503	0.1489	0.1409	0.1350
0.75	0.2130	0.2108	0.2048	0.1956
1	0.2694	0.2661	0.2651	0.2525
1.25	0.3211	0.3163	0.3220	0.3058
1.5	0.3695	0.3627	0.3755	0.3557
1.75	0.4163	0.4066	0.4255	0.4020
2	0.4633	0.4494	0.4718	0.4448
Theil	0.1477	0.1466	0.1318	0.1269

Nous apercevons qu'avec la politique du Bolivida, l'indice d'Atkinson affiche des chiffres inférieures à celles obtenus avant l'inclusion de tout choc et cela pour tous les paramètres d'aversion. Certes, l'inégalité diminue, mais cette diminution est inférieure à celle que l'on pourrait tirer en appliquant les politiques précédentes. Par rapport à l'indice de Theil nous povons dire qu'au niveau urbain, l'impact du Bolivida est pratiquement négligeable et au milieu rural est elle d'environ un point.

8.CONCLUSION

Nous avons essayé d'analyser l'impact du Bonosol sur la pauvreté et l'inégalité dans la Bolivie, en utilisant des modèles économétriques qui ont été utilisées pour rendre comparables les revenus des personnes et/ou ménages dont leurs données se trouvent dans l'enquête décrite précédemment.

Or, il y a eu quelques difficultés pour bien effectuer cette analyse et quelques résultats qui n'on pas été cohérents avec la réalité que l'on peut constater à travers d'autres statistiques dont le but est d'analyser la pauvreté et l'inégalité en Bolivie. Cependant, on doit aussi dire que nous sommes arrivés à faire une analyse satisfaisante, et la plupart des résultats trouvés sont d'accord avec la réalité reflétée par les statistiques dont on a fait référence.

La conclusion générale qu'on peut mentionner, c'est qu'à première vue, le Bonosol semblerait réussir à diminuer la pauvreté et l'inégalité (comme c'était son objectif). Néanmoins, cette diminution est très faible et l'on voit que, surtout dans le cas de la pauvreté, on aurait pu prendre d'autres mesures semblables (d'autres transferts unidirectionnels) pour mieux réduire le pourcentage de pauvres dans la population. Dans le cas de l'inégalité, pour dire ou non quel serait le meilleur politique à suivre, l'analyse est plus difficile car il faut prendre en considération les sous-groupes de la population et les coefficients qu'on prend; cependant dans ce cas précis, la plupart du temps, le Bonosol n'est pas non plus une politique optimale.

Nous avons fait des renseignements indépendants en Bolivie, et nous avons demandé l'avis d'experts en Suisse et aussi en Bolivie sur ce qu'ils pensaient du Bonosol. On peut résumer les résultats et les opinions recueillis en disant qu'il faut faire très attention lorsqu'on décide d'implémenter une politique de cette nature (transfert unilatéral sans contrepartie), puisqu'elle doit être bien ciblée et généralement ne pas être permanente, surtout dans ce cas, puisque les ressources monétaires à dépenser chaque année sont très importantes.

N'oublions pas qu'actuellement il y a un très grand déficit dans le budget du gouvernement bolivien, ce qui entraîne une diminution importante d'autres politiques que l'Etat pourrait réaliser, comme par exemple l'investissement qu'à long terme pourrait obtenir des résultats plus satisfaisants et plus importants que ceux obtenus avec le Bonosol. Il serait peut-être très intéressant de faire une autre étude sur des politiques d'investissement, ou d'autre nature, qui auraient pu (pourraient) être accomplies avec l'argent utilisée pour payer le Bonosol chaque année.

Une autre conclusion importante à laquelle nous sommes arrivés est le fait que, dans le cas de la Bolivie, l'application de la méthode de Rothbarth appliquée à cette enquête n'abouti pas à des résultats satisfaisants. Il est donc préférable d'appliquer la méthode d'Engel.

9.BIBLIOGRAPHIE

Atkinson A.B., *On the Measurement of Inequality*, Journal of Economic Theory 2, 244-263, 1970.

Cowell F.A, *Measuring Inequality*, 2ème édition, 1995

Cowell F et Mercader-Prats M., *Equivalence Scales and Inequality*, 1999.

Deaton A., *The Analysis of Household Surveys : A Microeconometric Approach to Development Policy*, Published for the World Bank, Johns Hopkins University Press, (Chapitre 3 et section 4.3), 1997

Deaton A. et Muelbauer J., *On Measuring Child Costs : With Applications to Poor Countries*, Journal of Political Economy 94(4), 720-744, 1986.

Foster J., Greer J. et Thorbecke E., *A Class of Decomposable Poverty Measures*, Econometrica 52(3), 761-766, 1984

Miceli D., *Mesure de la pauvreté, Théorie et application à la Suisse*, Thèse de doctorat, Faculté des sciences économiques et sociales, Genève 1997.

Ravallion M., *Comparaison de la pauvreté : concepts et méthodes*, LSMS document de travail No 122, Banque Mondiale, 1996.

Wetta C., Kaboret S., Bonzik B., Sikirou S., Sawadogo M., Somda P., *Le profil d'inégalité et de pauvreté au burkina Faso,* cahier de recherche No : 00-02, décembre 1999.

Notes du cours de Modélisation Economique Appliqué du semestre hiver 2002, du professeur FabrizioCarlvaro.

Notes du cours d'atelier d'économie appliquée du semestre d'été 2003, du professeur T. Müller

Sur internet
Actualités, Banque Mondiale, 16 mai 1997
Plan de capitalisation en Bolivie
http://www.worldbank.org/html/extdr/extcs/fr/0515fr.htm

Bonosol, page officielle du gouvernement bolivien
http://www.bonosol.bo/