

CAHIER DE RECHERCHE #0811E  
Département de science économique  
Faculté des sciences sociales  
Université d'Ottawa

WORKING PAPER #0811E  
Department of Economics  
Faculty of Social Sciences  
University of Ottawa

## Est-ce que les subsides d'électricité diminuent la pauvreté en Guinée ?

Saikou Amadou\* Diallo et Paul Makdissi\*\*

Octobre 2008

---

\* Département de science économique, Université d'Ottawa, 55 Laurier E. (10125), Ottawa, Ontario, Canada, K1N 6N5 ; Email: sdial057@uottawa.ca.

\*\* Département de science économique, Université d'Ottawa, 55 Laurier E. (10125), Ottawa, Ontario, Canada, K1N 6N5 ; Email: paul.makdissi@uottawa.ca.

**Résumé**

*Dans cet article, nous utilisons des courbes de dominance de consommation développées par Makdissi et Wodon (2002) afin d'analyser l'impact distributif des subsides d'électricité instaurées par le gouvernement guinéen. L'Enquête Intégrée de Base pour l'Évaluation de la Pauvreté (EIBEP) 2002-2003 nous permet de conclure que ces subsides ne peuvent être justifiés dans un contexte de lutte à la pauvreté.*

**Mots-clé:** *Subsides, réformes fiscales marginales, Guinée*

**Classification JEL:** D12, D63, I21, I32

**Abstract**

*In this paper, we use consumption dominance curves, a tool developed by Makdissi and Wodon (2002) in order to assess the redistributive impact of electricity subsidies in Guinea. The data in the 'Enquête Intégrée de Base pour l'Évaluation de la Pauvreté (EIBEP) 2002-2003' show that subsidizing electricity is not consistent with a poverty reduction objective.*

**Keywords:** *Subsidy, Marginal Fiscal reform, Guinea*

**JEL Codes :** D12, D63, I21, I32

# 1 Introduction

Le gouvernement guinéen mis en place en mars 2007 a fait de la réduction de la pauvreté son défi majeur. Pour ce faire, il a décidé de subventionner le riz et l'électricité en prélevant dans les recettes minières. Notons qu'à la fin des années 1990s, la diminution des recettes budgétaires engendrées en grande partie par la baisse des recettes minières (40% des recettes de l'État) a posé un gros défi au gouvernement guinéen. Pour le relever, il a opté pour une réforme de la fiscalité indirecte dans le cadre des programmes d'ajustements structurels avec le Fond Monétaire International (FMI). Ce choix a consisté à instaurer un système de taxe sur la valeur ajoutée TVA en 1996, en remplacement des taxes sur le chiffre d'affaires à l'importation, à la production et sur les affaires et visait principalement à "restructurer et moderniser" l'administration fiscale. Le gouvernement a choisi d'appliquer une TVA à un taux unique de 18% tout en exemptant certains biens tels que le riz, le blé, la farine et les additifs entrant dans sa production, le pain, les huiles alimentaires, l'huile de palme, les produits pharmaceutiques, les engrais et produits phytosanitaires, les livres et fournitures scolaires et les journaux ou revues composés de textes relatifs aux nouvelles et informations d'intérêt général<sup>1</sup>. Comme le souligne Komives, Foster, Halpern et Wodon (2005), il est loin d'être évident que des subventions d'électricité profitent aux pauvres. Dans un tel contexte, il est judicieux de se demander si le choix du gouvernement de subventionner l'électricité est un choix judicieux dans un cadre de lutte contre la pauvreté. C'est à cette question que nous tentons de répondre dans cet article.

Selon Santoro (2007), il existe dans la littérature économique trois types d'approche permettant d'analyser les réformes marginales de la fiscalité. Le premier type d'approche est basé sur les travaux initiaux d'Ahmad et Stern (1984) et utilise une fonction de bien-être sociale particulière. Le deuxième type d'approche n'impose que l'aversion à l'inégalité et la symétrie à la fonction de bien-être sociale afin d'identifier les avenues de réformes. Cette approche est basée sur les travaux de Yitzhaki et Thirsk (1990), Yitzhaki et Slemrod (1991) et Mayshar et Yitzhaki, (1996). Le dernier type d'approche interprète les réformes fiscales marginales comme des instruments de lutte à la pauvreté et est basé sur les travaux de Makdissi et Wodon (2002) et Liberati (2003). C'est ce dernier type d'approche que nous adopterons pour traiter notre problème.

Dans la section suivante, nous présentons le cadre méthodologique. La section 3 est une application de ce cadre méthodologique à l'analyse de données guinéennes. La dernière

---

<sup>1</sup>Il existe également certains biens et services sujet à une taxation supplémentaire dont les activités financières, les assurances et les boissons alcoolisées

section présente une brève conclusion et des pistes pour de futures recherches.

## 2 Cadre méthodologique

Supposons que le gouvernement souhaite faire diminuer un indice de pauvreté additif à l'aide d'une réforme de la fiscalité indirecte. Les indices de pauvreté additifs ont la forme générale suivante :

$$P(F, z) = \int_0^a p(y, z) dF(y) \quad (1)$$

où  $y$  est le revenu équivalent,  $z$ , le seuil de pauvreté,  $F$ , la distribution cumulative du revenu définie sur le support  $[0, a]$  et  $p(y, z)$  est une fonction mesurant l'apport à la pauvreté totale d'un individu ayant un revenu  $y$ . Duclos et Makdissi (2004) utilisent les propriétés de cette fonction permettant de définir des classes d'indices de pauvreté. Ces classes sont décrites par :

$$\Pi^s := \left\{ P \mid p(y, z) \in C^s \text{ et } (-1)^i \frac{\partial^i p(y, z)}{\partial y^i} \geq 0 \forall i = 1, 2, \dots, s \right\} \quad (2)$$

où  $C^s$  représente l'ensemble des fonctions continues  $s$  fois différentiables sur  $[0, a]$ . Lorsque  $s = 1$ , l'indice de pauvreté diminue lorsque le revenu d'un individu augmente. Les indices sont en ce sens parétiens puisque l'augmentation du revenu d'une personne, toute chose étant égale par ailleurs, ne peut faire augmenter la pauvreté. En plus de ce caractère parétien, ces indices sont symétriques puisque le fait d'échanger les revenus de deux individus n'affecte pas l'indice. Les indices de pauvreté qui sont inclus dans  $\Pi^2$  sont également convexes. De ce fait, ils respectent le principe de Pigou-Dalton qui stipule qu'un transfert d'une personne envers une personne plus pauvre fait décroître la pauvreté. Les indices de pauvreté appartenant à  $\Pi^3$  respectent en plus, le principe de Kolm (1976) qui stipule que l'indice est plus sensible aux transferts ayant lieu dans le bas de la distribution. Ainsi, un transfert progressif ayant lieu dans le bas de la distribution fera diminuer la pauvreté et ceci, même s'il est accompagné d'un transfert régressif ayant lieu plus haut dans la distribution. L'interprétation éthique des caractéristiques des indices inclus dans les classes  $s > 3$  peut être faite en utilisant le principe de transfert généralisé de Fishburn et Willig (1984). Celui-ci stipule que plus l'ordre  $s$  est élevé, plus les indices sont sensibles à ce qui se passe dans le bas de la distribution. Ce principe implique à l'ordre  $s = 4$  qu'une paire de combinaisons de transferts "à la Kolm", progressif dans le bas de la distribution et régressif plus haut, fait diminuer la pauvreté. À l'ordre  $s = 5$ , on considère une paire de combinaisons de transferts tels que décrits à l'ordre  $s = 4$ , et ainsi de suite. Les indices de Foster, Greer et Thorbecke (1984) sont un exemple particulier de mesure de pauvreté additive. D'autres

exemples sont l'indice de Chakravarty (1983) et celui de Watts (1968). Cet indice est à son tour un cas particulier de la deuxième classe d'indices de Clark, Hemming et Ulph's (1981).

## 2.1 Impact budgétaire

Supposons maintenant que l'économie dispose de  $K$  biens de consommation. Le gouvernement veut réduire la pauvreté en augmentant marginalement le subside sur le bien  $i$  et en finançant cette hausse par un accroissement marginal de la taxe (ou une diminution marginale du subside) sur le bien  $j$ . Cette réforme marginale de la fiscalité se fait dans le cadre d'un budget équilibré. Dénotons par  $R$  la recette totale de la fiscalité indirecte. Si la population compte  $I$  individus, nous avons

$$R = I \sum_{k=1}^K t_k X_k, \quad (3)$$

où  $X_k$  représente la consommation moyenne du bien  $k$  et  $t_k$ , la taxe appliquée sur le bien  $k$  lorsque  $t_k > 0$  ou le subside si  $t_k < 0$ . L'impact de la réforme marginale sur la recette totale sera alors égal à :

$$dR = I \left\{ \left[ X_i + \sum_{k=1}^K t_k \frac{\partial X_k}{\partial t_i} \right] dt_i + \left[ X_j + \sum_{k=1}^K t_k \frac{\partial X_k}{\partial t_j} \right] dt_j \right\} \quad (4)$$

Puisque la réforme se fait dans le cadre d'un budget équilibré, nous avons  $dR = 0$ . L'introduction de ce résultat dans l'équation (4), nous donne

$$dt_j = -\gamma \left( \frac{X_i}{X_j} \right) dt_i \quad \text{où} \quad \gamma = \frac{1 + \frac{1}{X_i} \sum_{k=1}^K t_k \frac{\partial X_k}{\partial q_i}}{1 + \frac{1}{X_j} \sum_{k=1}^K t_k \frac{\partial X_k}{\partial q_j}}. \quad (5)$$

Wildasin (1984) interprète  $\gamma$  comme étant le différentiel de coût d'efficacité d'obtenir un dollar (ou tout autre unité monétaire) de fonds publics en taxant le bien  $j$  afin de subsidier le bien  $i$ . Yitzhaki et Thirsk (1990) et Yitzhaki et Slemrod (1991) arguent que si  $\gamma > 1$ , il est impossible d'avoir une réforme dominante au deuxième ordre parce que la perte sèche dans l'économie augmente avec la réforme. Par contre, comme nous considérons des réductions de pauvreté, il est possible d'avoir des réformes dominantes à tous les ordres de dominance stochastique avec un paramètre  $\gamma > 1$  si le coût de la perte sèche est supportée par les non pauvres.

## 2.2 Impact sur la pauvreté

L'impact de la réforme fiscale marginale sur l'apport à la pauvreté d'un individu ayant un revenu équivalent de  $y$  est donné par

$$dp(y, z) = \frac{\partial p(y, z)}{\partial y} \frac{\partial y}{\partial t_i} dt_i + \frac{\partial p(y, z)}{\partial y} \frac{\partial y}{\partial t_j} dt_j. \quad (6)$$

Besley et Kanbur (1988) montrent, qu'en utilisant l'identité de Roy et le vecteur de prix actuel comme vecteur de prix de référence, le changement dans le revenu équivalent induit par un changement marginal dans la taxe sur le bien  $k$  est donné par

$$\frac{\partial y}{\partial t_k} = -x_k(y), \quad (7)$$

où  $x_k(y)$  est la demande marshallienne du bien  $k$  au vecteur de prix actuel.

En introduisant les résultats des équations (5) et (7) dans l'équation (6), nous obtenons

$$dp(y^E(q, y), z) = -\frac{\partial p(y, z)}{\partial y} \left[ \frac{x_i(y)}{X_i} - \gamma \frac{x_j(y)}{X_j} \right] X_i dt_i. \quad (8)$$

Afin d'obtenir l'impact de la réforme sur la pauvreté, il suffit d'intégrer l'équation (8) :

$$dP(F, z) = -X_i dt_i \int_0^a \frac{\partial p(y, z)}{\partial y} \left[ \frac{x_i(y)}{X_i} - \gamma \frac{x_j(y)}{X_j} \right] dF(y). \quad (9)$$

Étant donné que  $\partial p(y, z)/y \leq 0$  pour tous les niveaux de revenu (voir équation (2)), il suffit que  $x_i(y)/X_i$  soit en tout point supérieur à  $\gamma(x_j(y)/X_j)$  pour obtenir une diminution non équivoque de la pauvreté. En se basant sur cette constatation, Makdissi et Wodon (2002) développent une méthode permettant d'effectuer des tests de dominance stochastique sur des réformes proposées de la fiscalité indirecte. Ils définissent les courbes de dominance de consommation ( $CD$ ) de la façon suivante<sup>2</sup> :

$$CD_k^s(y) = \begin{cases} x_k(y) f(z) & \text{si } s = 1 \\ \int_0^y CD_k^{s-1}(u) dF(u) & \text{si } s = 2, 3, \dots \end{cases} \quad (10)$$

Ils démontrent par la suite un résultat de dominance qui dans notre contexte, peut se réécrire de la façon suivante :

**Proposition 1** *Une réforme marginale effectuée dans le cadre d'un budget équilibré augmentant marginalement le subside du bien  $i$  et augmentant marginalement la taxe du bien  $j$  fera diminuer la pauvreté pour tout indice  $P \in \Pi^s$  et pour tout seuil de pauvreté  $z \in [0, z^+]$  si et seulement si*

$$CD_i^s(y) - \gamma CD_j^s(y) \geq 0 \quad \forall y \in [0, z^+]. \quad (11)$$

<sup>2</sup>La multiplication par  $f(y)$  à l'ordre 1 a été introduite postérieurement par Duclos, Makdissi et Wodon (2008) afin d'implémenter empiriquement l'estimation Kernel des courbes de dominance de consommation d'ordre 1.

### 2.3 Seuil de pauvreté critique

Si le test de dominance stochastique échoue à un certain ordre de dominance, l'analyste fait face à deux alternatives, soit il restreint les indices de pauvreté admissibles en augmentant l'ordre de dominance stochastique, soit il restreint le seuil de pauvreté maximal,  $z^+$ . Une façon de restreindre le seuil de pauvreté maximal est de trouver le seuil critique  $z^s(\gamma)$  associé à l'ordre  $s$  et à une valeur du paramètre d'efficacité économique,  $\gamma$ . Cette valeur  $z^s(\gamma)$  est le seuil de pauvreté maximum tel que le test de dominance stochastique est validé. Ce seuil de pauvreté maximal se situe au premier croisement entre les deux courbes et est défini formellement par :

$$z^s(\gamma) = \sup \{z | CD_i^s(y) - \gamma CD_j^s(y) \geq 0 \forall y \in [0, z]\}. \quad (12)$$

### 2.4 Paramètre d'efficacité critique

Duclos, Makdissi et Wodon (2008) introduisent aussi le concept de paramètre d'efficacité critique en cas d'incertitude sur la valeur de  $\gamma$ . Si la condition de l'équation (11) est vérifiée à un certain ordre de dominance et pour une certaine valeur  $\gamma_0$ , il est évident que celle-ci sera vérifiée pour toutes les valeurs du paramètre inférieures à  $\gamma_0$ . En se basant sur cette constatation, il est possible de définir une valeur critique associée à un seuil de pauvreté maximal,  $z^+$ . Celui-ci est la valeur de  $\gamma$  telle que les courbes  $CD_i^s$  et  $CD_j^s$  se croisent tout juste au seuil de pauvreté maximal  $z^+$ . Mathématiquement, cette valeur est définie par

$$\gamma^s(z^+) = \sup \{\gamma | CD_i^s(y) - \gamma CD_j^s(y) \geq 0 \forall y \in [0, z^+]\}. \quad (13)$$

## 3 Analyse de la réforme apportée à la fiscalité indirecte guinéenne

Les données que nous utilisons pour ce travail proviennent de l'*Enquête Intégrée de Base pour l'Évaluation de la Pauvreté* (EIBEP) menée en République de Guinée entre 2002-2003, conjointement avec la Banque Mondiale. L'*Enquête Intégrée de Base pour l'Évaluation de la Pauvreté* est une coupe transversale réalisée auprès d'un échantillon représentatif de 7095 ménages et qui fait le point sur le niveau atteint par l'ensemble des indicateurs de niveau de vie des ménages et la pauvreté au cours de l'année 2002 considérée comme étant l'année de démarrage de la Stratégie de Réduction de la Pauvreté (SRP). Elle permet également d'évaluer les conditions de vie des ménages et de la pauvreté sur la période 1994-2002 correspondant à la période écoulée entre l'*Enquête Intégrale de Budget et Consommation* (EIBC) et l'*Enquête Intégrée de Base pour l'Évaluation de la Pauvreté* (EIBEP). Les dépenses

sont les dépenses per capita normalisé selon le seuil de pauvreté national (387692 Francs Guinéens), et en tenant compte également de la différence du coût de la vie entre les milieux urbain et rural.

Dans un premier temps, jettons un coup d’œil aux figures 1 à 3. On y représente les courbes  $CD$  pour l’électricité et les biens exemptés. On remarque qu’au premier ordre de dominance stochastique, les courbes se croisent entre 1 et 2. Ceci signifie que, s’il n’y a pas de différence dans le coût de taxer les deux biens en terme d’efficacité ( $\gamma = 1$ ), il est plus approprié de taxer l’électricité et avec cette taxation subventionner les biens exemptés. On remarque aussi que pour l’ordre 2, ce croisement se fait à plus de 7 fois le seuil de pauvreté national alors qu’à l’ordre 3, il n’y a pas de croisement. Tout semble indiquer qu’une diminution des subsides sur l’électricité qui permettrait de subventionner les biens exempter serait désirable. Mais jusqu’à quel point cette conclusion demeure robuste aux différentiels de coûts d’efficacité.

	$z^+ = 0.5$	$z^+ = 1$	$z^+ = 2$		$\gamma = 0.5$	$\gamma = 1$	$\gamma = 1.5$
$\gamma^1(z^+)$	1.9946 (0.0847)	1.3010 (0.0498)	0.9412 (0.0517)	$z^1(\gamma)$	5.5456 (0.1650)	1.4479 (0.0910)	0.8056 (0.0505)
$\gamma^2(z^+)$	1.9215 (0.1238)	1.3540 (0.0413)	1.2259 (0.0348)	$z^1(\gamma)$	-	7.5503 (0.9793)	1.1914 (0.1814)
$\gamma^3(z^+)$	2.1601 (0.1731)	1.8390 (0.0682)	1.3925 (0.0407)	$z^1(\gamma)$	-	-	1.6239 (0.1258)

**Tableau 1 :** Électricité vs biens exemptés.

Les résultats du tableau 1 indiquent qu’une réforme qui taxerait l’électricité et qui utiliserait la recette supplémentaire afin de subventionner les biens exemptés serait désirable tant et aussi longtemps que le coût supplémentaire d’efficacité de taxer l’électricité par rapport à celui de taxer les biens exemptés n’excède pas 30%. Cette réforme permettrait de réduire la pauvreté pour tout indice de pauvreté  $P \in \Pi^1$  et tout seuil de pauvreté inférieur ou égal au seuil officiel. Également, pour tout indice de pauvreté  $P \in \Pi^2$ , et tout seuil de pauvreté inférieur ou égal au seuil national, la réforme fiscale est une amélioration sociale si et seulement si le coût supplémentaire d’efficacité de taxer l’électricité n’excède de moins de 35% celui de taxer les biens exemptés. On note que ces deux classes d’indices de pauvreté incluent tous les indices Pareto efficace, symétrique et qui respectent le principe de Pigou-Dalton de l’aversion à l’inégalité. Si l’on considère la classe des indices qui respectent en plus le principe de Kolm, on obtient que le coût d’efficacité de taxer l’électricité peut excéder de 83% celui de taxer les biens exemptés. Il semble donc que la décision de subventionner l’électricité ne soit pas compatible avec un objectif de réduction de la pauvreté en Guinée.



Tournons-nous maintenant vers la TVA générale afin de savoir si une augmentation de la TVA qui servirait à subventionner les biens exemptés serait aussi désirable. Les figures 4 à 6 représentent les courbes  $CD$  des biens taxés et des biens non taxés. On remarque qu’au premier ordre de dominance stochastique, les courbes se croisent au dessus de 2 fois le seuil de pauvreté officiel. Ceci signifie que, s’il n’y a pas de différence dans le coût de taxer les deux biens en terme d’efficacité ( $\gamma = 1$ ), il est plus approprié de taxer l’électricité et avec cette taxation subventionner les biens exemptés. On remarque aussi que pour l’ordre 2 et à l’ordre 3, il n’y a pas de croisement. Tout semble indiquer qu’une augmentation de la TVA qui permettrait de subventionner les biens exempter serait désirable. Mais jusqu’à quel point cette conclusion demeure robuste aux différentiels de coûts d’efficacité.

	$z^+ = 0.5$	$z^+ = 1$	$z^+ = 2$		$\gamma = 0.5$	$\gamma = 1$	$\gamma = 1.5$
$\gamma^1(z^+)$	1.8561 (0.0609)	1.4398 (0.0441)	1.0148 (0.0425)	$z^1(\gamma)$	4.2881 (0.2997)	2.0787 (0.2565)	0.9226 (0.0587)
$\gamma^2(z^+)$	1.9032 (0.0807)	1.6750 (0.0489)	1.3431 (0.0359)	$z^1(\gamma)$	-	-	1.3994 (0.1858)
$\gamma^3(z^+)$	2.0710 (0.0947)	1.7921 (0.0538)	1.4901 (0.0403)	$z^1(\gamma)$	-	-	1.4901 (0.2022)

**Tableau 2 :** Biens exemptés vs biens taxés.

En examinant le tableau 2 sur les biens exemptés versus les biens taxés, on se rend compte que les deux courbes se croisent au point  $z^1(1) = 2.0787$  avec un écart type de 0.2565. Cela signifie que pour un intervalle de confiance de 95%, la vraie valeur critique  $z^1(1) \in [1.5760, 2.5814]$ . Il faut préciser que la réforme à mener est de taxer les biens taxés et subventionner les biens exemptés. Cette réforme est une amélioration sociale tant et si longtemps que le coût d’efficacité de taxer les biens dits “taxés” est de 44% plus grand que celui de taxer les biens exemptés. Elle permet de réduire la pauvreté pour tout indice de pauvreté  $P \in \Pi^1$  et toute ligne de pauvreté inférieure ou égale au seuil de pauvreté officiel. Ce résultat est aussi valide pour toute ligne de pauvreté inférieure ou égale à deux fois le seuil officiel tant et si longtemps que le coût d’efficacité de taxer les biens taxés est supérieur à celui de taxer les biens exemptés de 1.5%. Par contre, si les deux coûts d’efficacité sont égaux, la réforme réduit la pauvreté pour tous les seuils de pauvreté inférieurs à 2.07 fois le seuil officiel. Pour les ordres 2 et 3, les résultats sont encore plus éloquentes car tant que la différence des coûts est de 67% et 79% respectivement, la réforme est une amélioration sociale au sens de Pigou-Dalton et de Kolm.

## 4 Conclusion

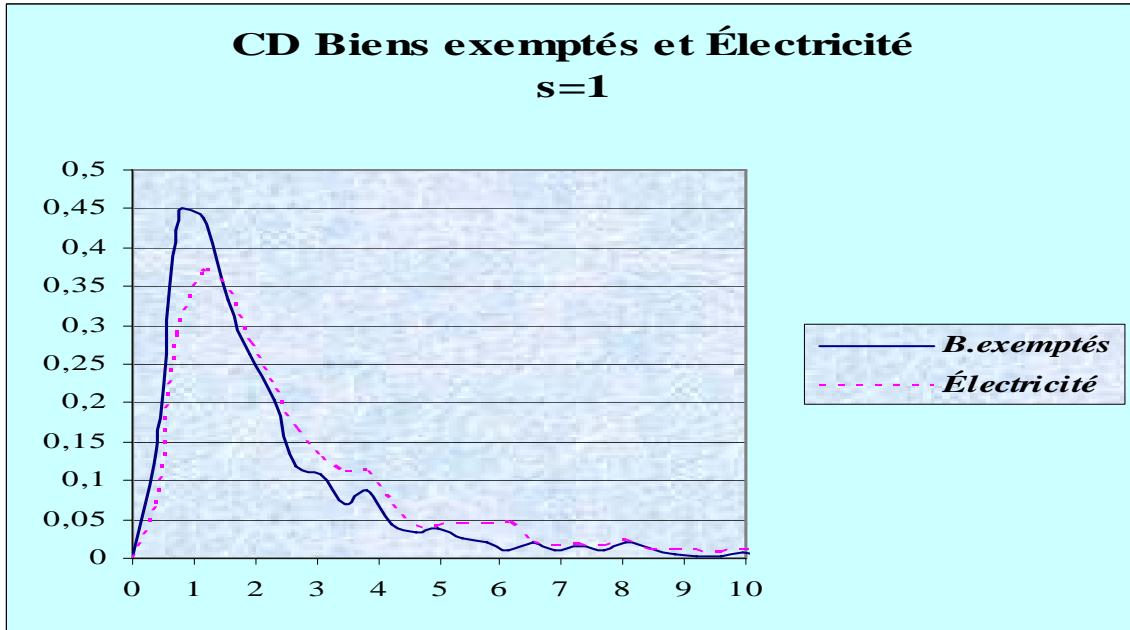
Dans cet article, nous avons montré que l'instauration de subsides sur l'électricité n'était pas nécessairement compatible avec l'objectif de lutte à la pauvreté que le gouvernement guinéen s'est donné. Nous montrons qu'une diminution de ces subsides en faveur d'une augmentation des subsides sur les biens exemptés servirait mieux l'objectif fixé par le gouvernement. Nous montrons aussi que cette conclusion demeure valide pour un large éventail de seuils et d'indices de pauvreté et pour des différentiels assez élevés dans le coût de la taxation entre les deux types de biens. Nous avons aussi analysé si une augmentation de la TVA générale pouvait aussi servir le même objectif et nous arrivons à la même conclusion.

Dans des travaux futurs, il serait intéressant d'analyser spécifiquement le cas du riz puisqu'il est l'élément de base de l'alimentation en Guinée. Par contre, comme le suggèrent Makdissi et Wodon (2008), une étude approfondie de subsides sur le riz demanderait une modélisation du secteur de production national du riz puisque, bien qu'elle soit importatrice net de riz, la Guinée produit en partie le riz consommé dans le pays. Cette modélisation du marché du riz permettrait de prendre en compte l'impact de subsides sur le riz sur les revenus des fermiers en plus de l'impact sur le bien-être des consommateurs.

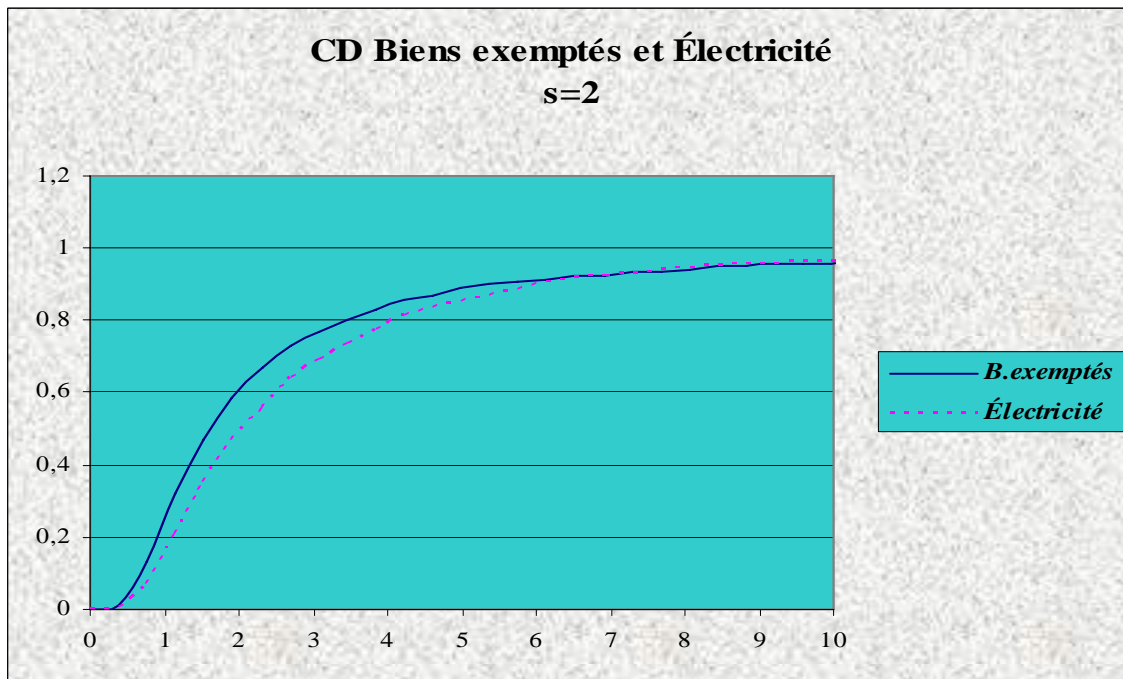
## Références

- [1] Ahmad, E. et N.H. Stern (1984), The Theory of Reform and Indian Indirect Taxes, *Journal of Public Economics* ; 25, 259-298.
- [2] Besley, T. et R. Kanbur (1988), Food Subsidies and Poverty Alleviation, *The Economic Journal*, 98, 701-719.
- [3] Chakravarty, S.R. (1983), A New Index of Poverty, *Mathematical Social Sciences*, 6, 307-313.
- [4] Clark, S., R. Hemming et D. Ulph (1981), On Indices for the Measurement of Poverty, *Economic Journal*, 91, 515-526.
- [5] Duclos, J.-Y, P. Makdissi et Q. Wodon (2008), Socially-Improving Tax Reforms, à paraître dans *Internation Economic Review*.
- [6] Fishburn, P.C. et R.D. Willig (1984), Transfer Principles in Income Redistribution, *Journal of Public Economics*, 25, 323-328.

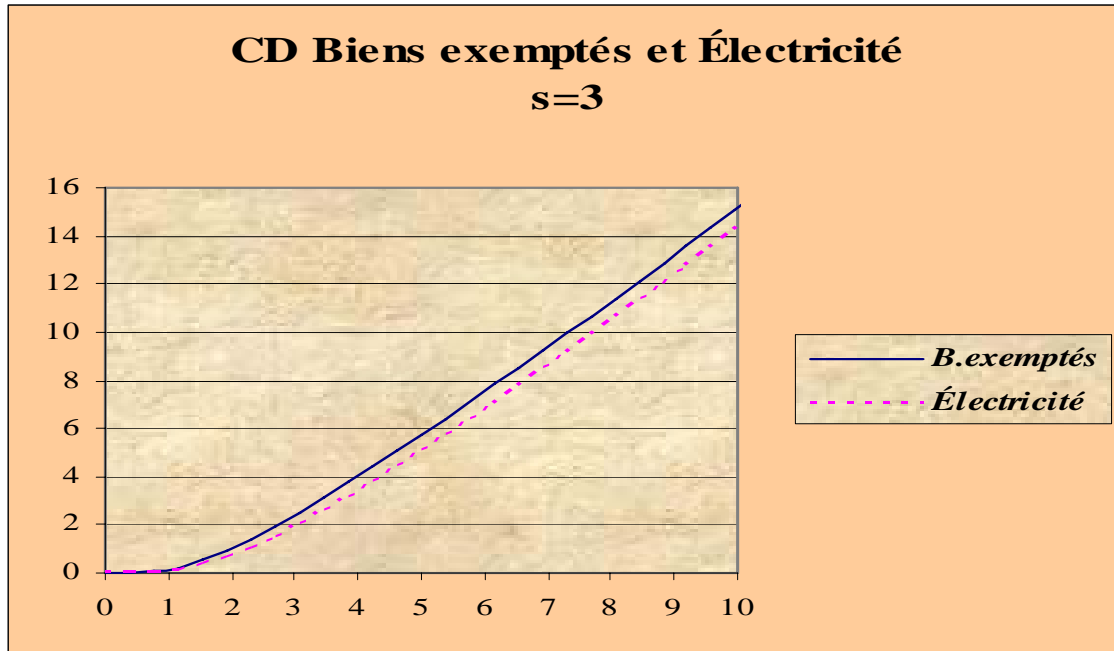
- [7] Foster, J., J. Greer et E. Thorbecke (1984), A Class of Decomposable Poverty Measures, *Econometrica*, 52, 761-776.
- [8] Kolm, S.-C. (1976), Unequal Inequality : I, *Journal of Economic Theory*, 12, 416-442.
- [9] Komives, K., V. Foster, J. Halpern et Q. Wodon (2005), *Water, Electricity and the Poor : Who Benefits from Utility Subsidies ?*, World Bank, Washington, D.C.
- [10] Makdissi, P. et Q. Wodon (2002), Consumption Dominance Curves : Testing for the Impact of Indirect Tax Reforms on Poverty, *Economics Letters*, 75, 227-235.
- [11] Makdissi, P. et Q. Wodon (2008), Food Price Crisis and Indirect Tax and Tariff Reforms, mimeo.
- [12] Mayshar, J. et S. Yitzhaki (1995), Dalton Improving Tax Reform, *American Economic Review*, 85, 793-807.
- [13] Santoro, A. (2007), Marginal commodity tax reforms : a survey, *Journal of Economic Surveys*, 21, 827-848.
- [14] Watts, H.W. (1968), An Economic Definition of Poverty, in D.P. Moynihan (ed.), *On Understanding Poverty*, Basic Books, New-York.
- [15] Wildasin, D. (1984), On Public Good Provision With Distortionary Taxation, *Economic Inquiry*, 22, 227-243.
- [16] Yitzhaki, S. et J. Slemrod (1991), Welfare Dominance : An Application to Commodity Taxation, *American Economic Review*, 81, 480-496.
- [17] Yitzhaki, S. et W. Thirsk (1990), Welfare Dominance and the Design of Excise Taxation in the Côte d'Ivoire, *Journal of Development Economics*, 33, 1-18.



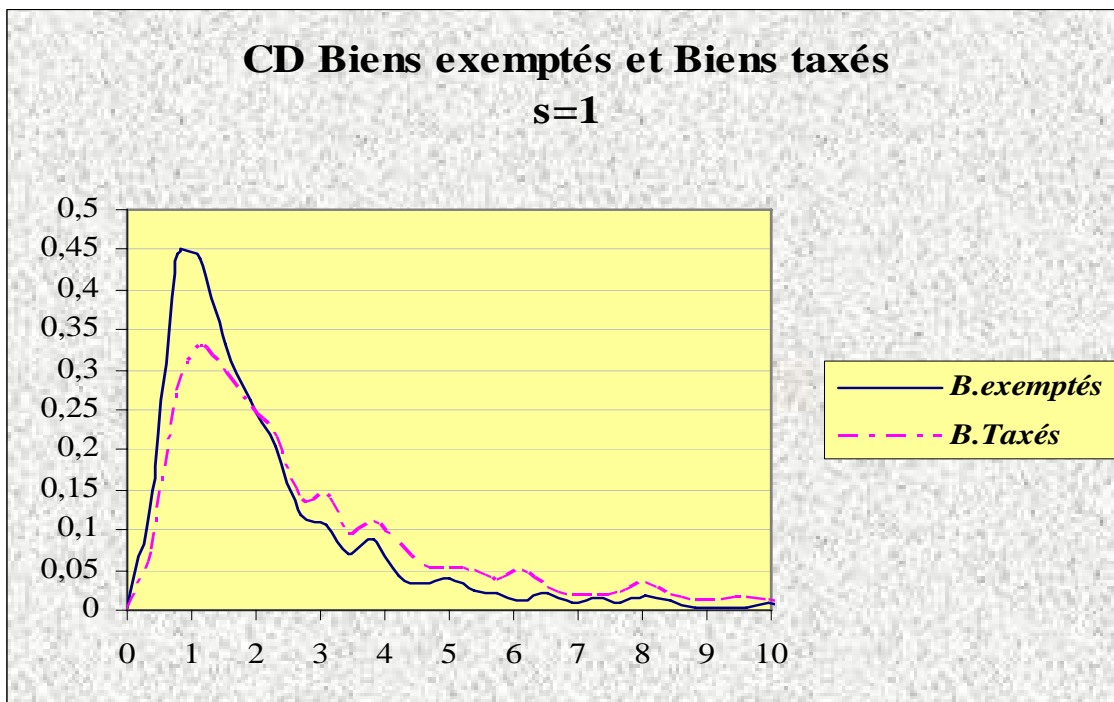
**Figure 1 :** Biens exemptés vs électricité (ordre 1)



**Figure 2 :** Biens exemptés vs électricité (ordre 2)



**Figure 3 :** Biens exemptés vs électricité (ordre 3)



**Figure 4 :** Biens exemptés vs biens taxés (ordre 1)

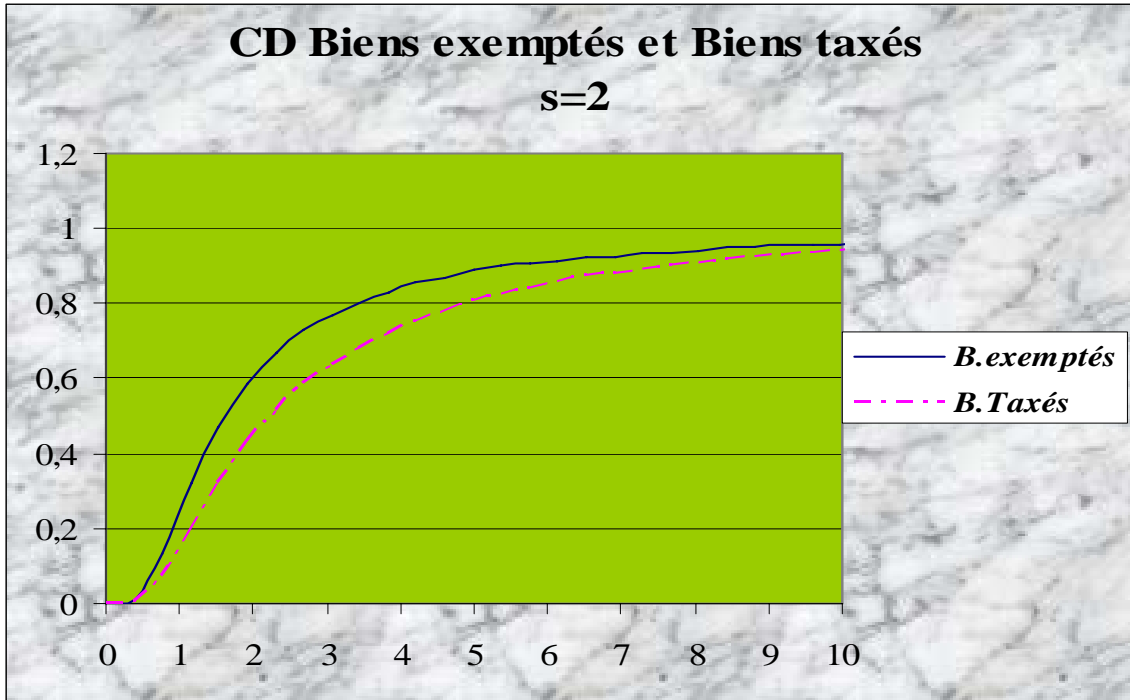


Figure 5 : Biens exemptés vs biens taxés (ordre 2)

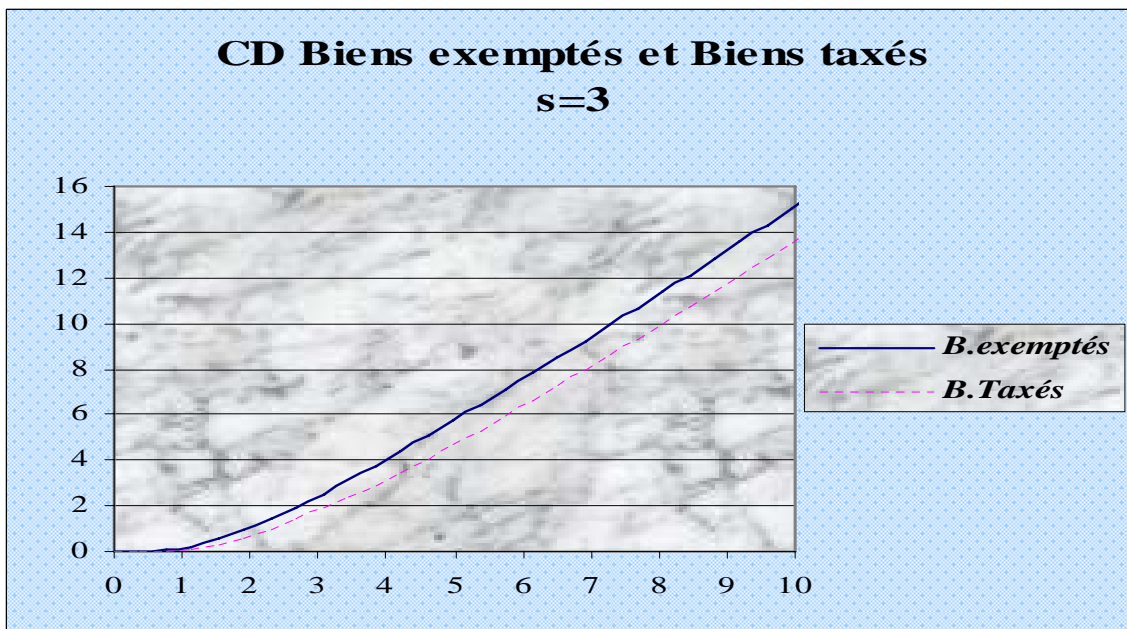


Figure 6 : Biens exemptés vs biens taxés (ordre 3)