

L'impact des variations des prix et des revenus sur le niveau d'inégalité et de bien-être social,
avec application à la Pologne durant la transition.

par

Abdelkrim Araar

Département d'Économie et CRÉFA
Université Laval

Mars 2000

No 00-07

Résumé

La période de transition économique en Pologne au début des années 1990 a été marquée par de grandes variations dans le niveau des prix et des revenus des ménages. Ces variations furent des causes directes de changement dans le niveau de vie des ménages. Ce papier s'intéresse à l'impact théorique et empirique de ces variations sur le niveau d'inégalité et du bien-être social ainsi qu'à l'étude du lien existant entre le choix de la fonction d'utilité, qui représente les préférences des ménages, et cet impact. Nous distinguons dans notre analyse deux types de variations, soit les variations marginales et les variations non marginales des prix ou des revenus. Dans un premier temps, nous analysons l'impact des variations marginales des prix et des revenus sur le niveau d'inégalité (calculé à partir du coefficient de Gini) dans la distribution des niveaux de bien-être. Ensuite, nous étudions l'impact de grandes variations de prix et de revenus sur le niveau d'inégalité ainsi que sur le niveau du bien-être. Nous illustrons finalement ces différentes approches avec des données polonaises.

Numéros JEL : D31, D63, D64

Mots clés : Bien-être social, inégalité, transition économique, Pologne.

Adresse : Département d'Économie, Pavillon J.A. De Sève, Université Laval, Ste-Foy, Québec, Canada, G1K 7P4; Tel.: (418) 656-7507; fax: (418) 656-7798; email: aabd@ecn.ulaval.ca

*Cette recherche a été financée par le CRSHC, le FCAR et le CREFA. Je remercie fortement mon directeur de recherche M. J. Yves Duclos pour le suivi et les conseils qui m'ont aidé à mener cette recherche. Merci aussi aux membres du comité de ma thèse de doctorat pour leurs commentaires qui ont éclairé certains aspects de ce travail.

1 Introduction

La fin des années quatre-vingt a été marquée par de grands changements institutionnels et économiques dans les pays d'Europe de l'est. Ces changements ont originé principalement de la transition économique de l'économie planifiée vers une autre basée sur des marchés libres. Toutefois, le choix d'une stratégie optimale de transition ne fut pas une tâche facile, et cela en raison de l'incertitude qui entourait la réaction de ces économies suite à l'application des différentes stratégies de transition possibles, ainsi qu'en raison de l'incertitude entourant le coût social attribué à chacune de ces stratégies. En ce qui concerne la Pologne, elle a opté pour une application de réformes radicales au début de l'année 1990; le choix de cette application fut justifié par des attentes d'un ajustement rapide de l'économie et d'un coût social dont la durée serait courte.

L'examen de l'évolution et des causes des changements macro-économiques polonais suite au "Big-Bang" de 1990 a été fait dans plusieurs études ¹. Par contre, la nature exacte des changements micro-économiques et du coût social de cette transition n'est pas connue. Cette absence d'information origine surtout du manque de travaux effectués à cette fin. La période de transition économique en Pologne a été marquée par de grandes variations dans le niveau des prix et des revenus des ménages. Ces variations furent des causes directes de changement dans le niveau d'inégalité et du bien-être. Il est donc important et intéressant de comprendre l'impact de ces variations sur le niveau d'inégalité et du bien-être de même que d'étudier le lien existant entre le choix de la fonction d'utilité, qui représente les préférences des ménages, et cet impact.

Ce travail de recherche vise deux objectifs principaux. Le premier sera de bâtir de nouveaux fondements théoriques et empiriques qui seront utiles dans l'étude et l'analyse du bien-être des ménages. Le second sera l'étude de l'impact des grandes réformes polonaises de 1990 sur le comportement et le bien-être des ménages en Pologne. Nous distinguons dans notre analyse deux types de variation, soit les variations marginales et les variations non marginales des prix ou des revenus. Dans un premier temps, nous allons voir quel est l'impact de variations marginales des prix et des revenus sur le niveau d'inégalité (calculé à partir du coefficient de Gini) dans la distribution des niveaux du bien-être. Ensuite, nous étudierons d'autres méthodes applicables à la présence de grandes variations de prix ou de revenus pour étudier la nature de l'impact de ces variations sur le niveau d'inégalité ainsi que sur le niveau du bien-être. Enfin, nous illustrons ces différentes approches avec des micro-données polonaises de l'Office National de la Statistique de la Pologne.

¹Voir Commander (1998), Winiecki, (1992), Witold, (1992), Gomulka (1992) et Duclos (1994).

2 L'impact de variations marginales des prix et des revenus sur l'inégalité du bien-être.

La comparaison inter-temporelle du niveau de bien-être des ménages nécessite l'utilisation d'une mesure sensible aux variations des variables qui rentrent dans la détermination de ce niveau de bien-être, telles les variations dans les niveaux des prix, des revenus, ou dans les caractéristiques socio-démographiques du ménage. Dans son étude de l'impact des réformes fiscales sur le niveau de bien-être des ménages, King (1983) propose une mesure cardinale de bien-être individuel qu'il désigne par "revenu équivalent". Soit la fonction d'utilité indirecte V qui résulte de la maximisation de la fonction d'utilité U pour une contrainte budgétaire donnée par un vecteur de prix P et un niveau de revenu y^h pour le ménage h . Le revenu équivalent, Y_E , est défini selon les deux équations suivantes:

$$V(P^R, y_E^h) = V(P, y^h) \quad (1)$$

$$Y_E = e(V(P, y^h), P^R) = f(P^R, P, y^h) \quad (2)$$

où P^R est un vecteur de prix de référence qu'on peut choisir arbitrairement et e désigne la fonction de dépense. Le revenu équivalent est donc défini comme étant un niveau de revenu qui permet à un individu, faisant face au vecteur de prix de référence P^R , d'avoir le même niveau de bien-être qu'il aurait eu avec la contrainte budgétaire, (P, y) . Notons ici que la fonction qui définit le revenu équivalent, f , possède des propriétés intéressantes, qui sont dérivées à leur tour à partir des propriétés de la fonction d'utilité indirecte. Ainsi, f est une fonction croissante en P^R et y , décroissante en P , et concave et homogène de degré un en P^R .

À partir de la première équation, si on fait une différenciation totale des deux fonctions d'utilité indirecte par rapport à leurs arguments, et cela, en supposant que les prix de référence demeurent constants, on trouve ce qui suit:

$$\frac{\partial V^h(P^R, y_E^h)}{\partial y_E^h} dy_E^h = \sum_{i=1}^I \frac{\partial V(P, y^h)}{\partial p_i} dp_i + \frac{\partial V^h(P, y)}{\partial y^h} dy^h \quad (3)$$

où p_i est le prix du bien i et I est le nombre de biens. À ce stade, si on utilise l'identité de Roy, nous pouvons réécrire la dernière équation sous la forme suivante:

$$\beta_0^h dy_E^h = - \sum_{i=1}^I \beta_1^h x_i^h dp_i + \beta_1^h dy^h \quad (4)$$

où β_1^h et β_0^h désignent respectivement l'utilité marginale du revenu et celle du revenu équivalent, et où x_i^h est la quantité du bien i consommée par l'individu h . Nous pouvons aussi faire une autre simplification dans l'écriture de cette équation pour arriver à la forme suivante, qui va nous servir plus tard:

$$dy_E^h = - \sum_{i=1}^I \gamma^h x_i^h dp_i + \gamma^h dy^h \quad (5)$$

où γ^h exprime le rapport entre les deux utilités marginales du revenu tel que $\gamma^h = \beta_1^h / \beta_0^h$. À partir de cette dernière équation, nous pouvons aussi effectuer la différenciation totale pour la moyenne des revenus équivalent, qui va aussi nous servir plus tard:

$$\underbrace{\sum_{h=1}^H dy_E^h / H}_{d \mu_{y_E}} = - \sum_{i=1}^I \underbrace{[\sum_{h=1}^H \gamma^h x_i^h] / H}_{\mu_{x_i \gamma}} dp_i + \underbrace{[\sum_{h=1}^H \gamma^h dy^h] / H}_{\mu_{\gamma dy}} \quad (6)$$

où H représente la taille de la population et μ_x la moyenne de la variable x . Selon la construction du coefficient de Gini, on peut exprimer l'inégalité dans la distribution des revenus équivalents à travers les ménages sous la forme suivante ²:

$$G_{y_E} = \frac{2}{\mu_{y_E}} Cov[y_E, F(y_E)] \quad (7)$$

où $F(\cdot)$ désigne la fonction de répartition des revenus équivalents et y_E désigne le vecteur des revenus. Après quelques manipulations algébriques, on peut aboutir à la forme suivante:

$$G_{y_E} = \frac{2}{\mu_{y_E}} [E(y_E F(y_E))] - 1 \quad (8)$$

En faisant une différenciation totale du coefficient de Gini par rapport aux arguments qui entrent indirectement dans sa détermination, soit le vecteur des prix et les revenus des individus, on trouve:

$$dG_{y_E} = \frac{2}{\mu_{y_E}} \left[\sum_{i=1}^I \mu_{x_i \gamma} dp_i - \mu_{\gamma dy} \right] [E(y_E F_{y_E})] + \frac{2}{\mu_{y_E}} [E[(- \sum_{i=1}^I \gamma x_i dp_i + \gamma dy) F(y_E)]] \quad (9)$$

Ici, on suppose que la distribution originale n'est pas affectée suite à des variations marginales des prix et des revenus. Ceci peut se justifier entre autres par le fait que ces variations n'auront aucun impact sur la fonction de répartition des revenus équivalents $F(y_E)$ si les préférences sont identiques. De plus, même si les préférences sont hétérogènes, le classement des niveaux du bien-être des individus ne sera pas renversés suite à une variation marginale du prix d'un bien ou du revenu. La réorganisation de l'écriture de l'équation (9) nous donne ce qui suit:

$$dG_{y_E} = \sum_{i=1}^I \frac{\mu_{x_i \gamma}}{\mu_{y_E}} \left[\frac{2}{\mu_{y_E}} E[y_E F(y_E)] - \frac{2}{\mu_{x_i \gamma}} E[x_i \gamma F(y_E)] \right] dp_i + \frac{\mu_{\gamma dy}}{\mu_{y_E}} \left[\frac{2}{\mu_{\gamma dy}} E[\gamma dy F(y_E)] - \frac{2}{\mu_{y_E}} E[y_E F(y_E)] \right] \quad (10)$$

²Voir Yitzhaki (1983).

Finalement, on aboutit à une forme simple qui décrit les impacts marginaux des variations des prix et des revenus sur le coefficient de Gini:

$$d G_{y_E} = \sum_{i=1}^I \frac{\mu_{x_i \gamma}}{\mu_{y_E}} (G_{y_E} - C_{\gamma x_i}) dp_i + \frac{\mu_{\gamma dy}}{\mu_{y_E}} (C_{\gamma dy} - G_{y_E}) \quad (11)$$

tel que

$$C_{\gamma x_i} = \frac{2}{\mu_{\gamma x_i}} cov(\gamma x_i, F(y_E)) \text{ et } C_{\gamma dy} = \frac{2}{\mu_{\gamma dy}} cov(\gamma dy, F(y_E)) \quad (12)$$

$C_{\gamma x_i}$ et $C_{\gamma dy}$ indiquent respectivement, le coefficient de concentration de γx_i et celui de γdy . Ainsi, une relation très simple se dégage en ce qui concerne l'impact d'une variation marginale du prix d'un bien quelconque sur le coefficient de Gini. Selon la règle dérivée, cet impact dépend de la différence entre le coefficient de concentration de γx_i et celui de Gini multipliée par un poids, qui égale le ratio entre la moyenne des γx_i et la moyenne des revenus équivalents, soit $\frac{\mu_{\gamma x_i}}{\mu_{y_E}}$:

$$\frac{dG_{y_E}}{dp_i} = \frac{\mu_{x_i \gamma}}{\mu_{y_E}} (G - C_{\gamma x_i}) \quad (13)$$

Nous pouvons aussi dériver l'impact de la variation marginale du prix d'un bien sur la courbe de Lorenz comme indiqué dans ce qui suit ³:

$$\frac{\partial L(d)}{\partial p_i} = \frac{\mu_{\gamma x_i}}{\mu_{y_E}} [L(d) - \lambda_i(d)] \quad (14)$$

tel que

$$L(d) = \frac{1}{\mu_{y_E}} \int_0^d y_E f(y_E) dy_E \quad \text{et que} \quad \lambda_i(d) = \frac{1}{\mu_{\gamma x_i}} \int_0^d \gamma x_i f(y_E) dy_E \quad (15)$$

où $\lambda_i(d)$ indique la courbe de concentration de γx_i ⁴.

Dans ce qui suit, nous allons voir comment le choix du type de fonction d'utilité peut influencer la détermination de l'impact de la variation marginale du prix sur le niveau d'inégalité. Aussi, nous allons voir comment l'homogénéité ou l'hétérogénéité des préférences à travers les individus influence cet impact.

³Voir l'annexe A pour la preuve.

⁴Notons ici que les travaux de Yitzhaki et Slemrod (1991) et de Yitzhaki et Lewis (1996) concernant la recherche de taxation optimale des biens avec une variation nulle du budget de l'État montrent aussi que c'est la comparaison entre la courbe de concentration du bien taxé et celle de Lorenz qui indique une diminution du niveau d'inégalité ou son augmentation.

Cas 1: La fonction d'utilité est homothétique et les préférences sont identiques.

Selon Roberts (1980), si la fonction d'utilité directe est homothétique, la fonction d'utilité indirecte, dérivée à partir de cette forme fonctionnelle, peut s'écrire alors sous la forme suivante ⁵:

$$V(P, y) = yg(P) \quad (16)$$

Cette forme de la fonction d'utilité indirecte implique que l'utilité marginale du revenu ne dépend que du vecteur des prix et ne dépend pas du niveau du revenu. Si les préférences des individus sont identiques, cela implique que $\gamma^h = \gamma^j \forall h$. Aussi, nous savons que les quantités consommées par les individus, avec des fonctions d'utilité homothétiques, sont proportionnellement égales, et cela, relativement à leurs niveaux de revenu. Cette constance dans les parts des dépenses est vérifiée même si le prix des biens varie. En conséquence, la distribution des niveaux de γx_i ne varie pas suite à une variation du prix du bien i et sera proportionnelle à la distribution des revenus équivalents. En conséquence, l'impact des variations des prix sur le coefficient de Gini sera nul puisque l'on aura que $G = C_{\gamma x_i}$.

Nous pouvons ajouter aussi dans ce cas que l'effet revenu sur le coefficient de Gini sera:

$$dG_{y_E} = G_{y_1} - G_{y_0} \quad (17)$$

tel que G_{y_t} indique le coefficient de Gini mesurant l'inégalité dans les dépenses nominales des individus durant la période t .

Cas 2: La fonction d'utilité est homothétique et les préférences sont hétérogènes.

Rappelons la forme déjà dérivée:

$$\frac{dG_{y_E}}{dp_i} = \frac{\mu_{x_i\gamma}}{\mu_{y_E}} (G - C_{\gamma x_i}) \quad (18)$$

Cela, implique aussi que:

$$\frac{dG_{y_E}}{dp_i} = \frac{2}{\mu_{y_E}} [\omega_i Cov(y_E, F(y_E)) - Cov(x_i\gamma, F(y_E))] \quad (19)$$

tel que:

$$\omega_i = \frac{\mu_{x_i\gamma}}{\mu_{y_E}} \quad (20)$$

Aussi, on peut écrire:

$$\frac{dG_{y_E}}{dp_i} = \frac{2}{\mu_{y_E}} [Cov(\underbrace{(\omega_i y_E - x_i\gamma)}_{\eta_i}, F(y_E))] \quad (21)$$

⁵Voir Roberts (1980) p.283 et aussi Pollack et Wales (1992) p.2

En utilisant la relation entre la covariance et la corrélation de deux variables, on arrive à la forme suivante:

$$\frac{dG_{y_E}}{dp_i} = ACorr(\eta_i, F(y_E)) \quad (22)$$

$$A = \left[\frac{2Var(\eta_i)^{\frac{1}{2}}Var(F(y_E))^{\frac{1}{2}}}{\mu_{y_E}} \right] \quad (23)$$

Si la fonction d'utilité est homothétique, on peut écrire cet impact comme suit ⁶:

$$\frac{dG_{Y_E}}{dp_i} = ACorr(\gamma\tau_i, F(Y_E)) \quad \text{tel que} \quad \tau_i^h = (\omega_i y^h - x_i^h) \quad (24)$$

À partir de cette dernière équation, nous pouvons déduire la direction de cet impact. Ainsi, étant donné que $A > 0$, il suffit que la corrélation entre $\eta_i = \gamma\tau_i$ et $F(y_E)$ soit positive pour que cet impact soit positif. Notons que la fonction de répartition est croissante dans le niveau du revenu équivalent, i.e. $\partial F(y_E)/\partial y_E > 0$. Alors, on peut conclure que cette corrélation est positive, si $\eta_i = \gamma\tau_i$ croît avec $y_E = \gamma y$.

Notons que $\gamma^h = 1 \quad \forall h$ puisque $P^0 \simeq P^R$ lorsqu'il s'agit de variations marginales des prix. Donc, il suffit que $\partial\tau/\partial y > 0$ pour que le niveau d'inégalité augmente. Cela peut être vérifié si la valeur de τ augmente avec le rang (du plus pauvre au plus riche). Aussi, on peut noter que ω_i est une constante. Si on veut que τ_i augmente avec le niveau du revenu, les quantités consommées par les plus pauvres devront être plus grandes que celles consommées par les riches, et cela, relativement à leurs niveaux des revenus, tel que $\frac{\partial(x_i/y)}{\partial y} > 0$. Nous pouvons donc conclure que si la fonction d'utilité est homothétique et que les préférences des ménages sont hétérogènes, une augmentation du prix d'un bien proportionnellement plus consommé par les pauvres augmente le niveau d'inégalité du bien-être des ménages.

Maintenant, si on suppose que les prix des différents types des biens ne varient pas et que les revenus des ménages varient, l'impact de cette variation sera ⁷:

$$dG_{Y_E} = G_{y_1} - G_{y_0} \quad (25)$$

Un autre cas intéressant d'analyser est l'impact de la variation des prix sur le niveau d'inégalité et les niveaux de bien-être en présence de grandes variations des revenus des ménages. On a alors que γ_h peut varier à travers les individus. Ainsi si on revoit l'équation (24), la variation du prix aura un impact positif si la combinaison $\gamma\tau$ augmente avec le niveau de bien-être Y_E . En d'autres termes, il ne suffit plus dans ce cas que les quantités consommées

⁶Si la fonction d'utilité est homothétique, on peut exprimer la fonction d'utilité indirecte sous la forme $V^h(P, y^h) = g(P)y^h$ et $y_E^h = \gamma^h y^h$.

⁷Étant donné que les prix des biens ne varient pas, cela fait que $\gamma^h = 1 \quad \forall h$

par les pauvres soient proportionnellement plus grandes que celles consommées par les riches, mais il faut ajouter aussi une autre condition telle que la combinaison γ_T devra augmenter avec le niveau du bien-être des individus, soit du plus pauvre au plus riche.

Cas 3: La fonction d'utilité est non-homothétique.

Dans ce troisième cas, on suppose que les fonctions d'utilité ne sont pas homothétiques. Cela fait que le paramètre γ varie d'un ménage à un autre selon les niveaux de revenus.

Dans le cas où les préférences ne sont pas homothétiques (qu'elles soient homogènes ou non, on ne peut prévoir aisément la direction de l'impact de cette variation marginale du prix d'un bien sur le niveau d'inégalité; il faut avoir plus d'information concernant la forme de la fonction d'utilité individuelle. Mais nous pouvons toujours conclure que suite à une augmentation marginale de prix du bien i , c'est le signe de $(G - C_{\gamma x_i})$ qui détermine la nature de l'impact de cette augmentation sur le niveau d'inégalité.

Comme nous l'avons mentionné auparavant, cette partie de notre étude cherche à analyser l'impact d'une variation marginale du prix d'un bien ou des revenus sur le niveau d'inégalité. Par analogie, les résultats dérivés dans cette partie sont valables pour d'autres applications, comme par exemple l'analyse de l'impact d'une réforme fiscale sur le niveau d'inégalité de la distribution des niveaux de bien-être mesurée par le coefficient de Gini.

3 Application de l'approche marginale

L'Office National de la Statistique de la Pologne dispose d'une riche banque de données concernant les revenus et les dépenses des ménages. Depuis 1982, les divisions statistiques de l'Office se sont penchées sur la construction de cette base des données, qui repose sur la sélection d'échantillons représentatifs de tout le pays. La banque de données dont nous disposons pour faire cette application couvre la période de transition économique polonaise, soit du premier trimestre de 1989 au dernier trimestre de 1991⁸. Comme nous l'avons déjà évoqué auparavant, la Pologne a connu de grandes variations dans l'évolution des prix relatifs. La figure 1 illustre l'évolution des prix durant cette période de transition.

Dans cette application, nous allons voir comment des variations marginales des prix des biens ont pu affecter le niveau d'inégalité en Pologne durant le quatrième trimestre de 1989 et aussi celui du quatrième trimestre de 1990. Notons que nous utilisons une fonction d'utilité

⁸Voir l'annexe B pour plus de détails sur la méthode de collecte de cette base des données

de type Cobb-Douglas pour modéliser les préférences des ménages. Pour étudier cet impact marginal, on suppose que la variation dans le prix des biens alimentaires, entre le quatrième trimestre de 1989 (1990) et le premier trimestre de 1990 (1991), représente la variation de référence. Notre application consiste alors à voir quel sera l'impact à la marge d'une augmentation de 1 % dans le prix des biens alimentaires et des augmentations relatives proportionnelles aux changements observés dans les prix des autres biens. Le tableau 1 montre l'impact total et partiel des augmentations marginales des prix sur le niveau d'inégalité. La première remarque que nous pouvons faire est que l'impact de l'augmentation marginale du prix d'un bien peut être positif comme c'est le cas pour les biens alimentaires et l'énergie électrique ou négatif pour les vêtements et chaussures, et la culture, éducation et tourisme. On peut remarquer aussi que ces augmentations marginales des prix ont tendance à diminuer le niveau d'inégalité pour les deux trimestres de 1989.4 et de 1990.4, de .06 % et de .004 % approximativement pour chaque augmentation de 1 % des prix des biens alimentaires.

L'autre application que nous allons faire consiste à comparer les courbes de concentration de trois groupes de biens (plus précisément les courbes de concentration des γx_i) avec celle de Lorenz pour le premier trimestre de 1990. La figure 2 montre les courbes de concentration de γx_i pour trois biens, soit les biens alimentaires, l'alcool et le tabac et les vêtements et chaussures, et aussi la courbe de Lorenz des revenus équivalents. En se basant sur le résultat indiqué dans l'équation (13) et en comparant chacune des courbes de concentration à la courbe de Lorenz, on peut dire qu'une augmentation marginale dans le prix des biens alimentaires augmente le niveau d'inégalité (confirmé dans le tableau 1). Par contre, l'augmentation marginale dans le prix des vêtements et chaussures aura un impact négatif sur le niveau d'inégalité. Étant donné que la courbe de concentration de l'alcool et le tabac croise celle de Lorenz, on ne peut juger d'un impact non ambigu sur l'inégalité.

Cette méthode, qui étudie l'impact des variations marginales des prix sur le niveau d'inégalité, ne peut être utilisée en présence de grandes variations des prix ou des revenus, car ces grandes variations peuvent engendrer une nouvelle répartition des individus selon leur niveau de bien-être. En conséquence, nous allons développer dans ce qui suit une autre méthode pour contourner ce problème et déterminer quel sera l'impact de grandes variations des prix et des revenus sur le coefficient de Gini.

4 L'impact de variations non marginales sur le niveau d'inégalité et du bien-être social

Pour la décomposition de la variation du coefficient de Gini, qui résulte suite à des variations non marginales des prix ou des revenus, nous allons appliquer la méthodologie suivante dans

Table 1: *L'impact des variations marginales des prix sur le coefficient de Gini*

Type de biens	Trimestre de 1989.4 à 1990.1					
	dp_i	G	$C_{\gamma x_i}$	$G - C_{\gamma x_i}$	$\frac{\mu_{x_i} \gamma}{\mu_{Y_E}}$	L'impact partiel
1-Biens alimentaires	1.00 %	.332	.160	.172	.482	.0829
2-Alcool et tabac	1.648 %	.332	.297	.035	.036	.0021
3-Vêtements et chaussures	1.515 %	.332	.420	-.088	.173	-.0231
4-Domicile	2.570 %	.332	.630	-.298	.114	-.0873
5-Énergie électrique	5.904 %	.332	.150	.182	.013	.0140
6-Articles médicaux	2.876 %	.332	.322	.010	.022	6.3-E4
7-Cultures, éducations et tourisme	1.955 %	.332	.676	-.344	.077	-.0317
8-Transport et liaison	2.418 %	.332	.633	-.301	.053	-.0386
9-Divers services	3.511 %	.332	.376	-.044	.026	-.0040
<i>L'impact total</i>						-.0557
Type de biens	Trimestre de 1990.4 à 1990.1					
	dp_i	G	$C_{\gamma x_i}$	$G - C_{\gamma x_i}$	$\frac{\mu_{x_i} \gamma}{\mu_{Y_E}}$	L'impact partiel
1-Biens alimentaires	1.00 %	.334	.195	.139	.436	.0606
2-Alcool et tabac	1.11 %	.334	.300	.034	.033	1.2E-4
3-Vêtements et chaussures	1.003 %	.334	.413	-.079	.117	-.0093
4-Domicile	.966%	.334	.499	-.165	.089	-.0142
5-Énergie électrique	1.156 %	.334	.122	.212	.066	.0162
6-Articles médicaux	1.018 %	.334	.346	-.012	.048	-5.8E-4
7-Cultures, éducations et tourisme	.915 %	.334	.679	-.345	.084	-.0265
8-Transport et liaison	.943 %	.334	.754	-.42	.074	-.0293
9-Divers services	1.243 %	.334	.359	-.025	0.051	-.0016
<i>L'impact total</i>						-.0041

le but d'extraire les deux effets, soit l'effet prix et l'effet revenu sur le coefficient de Gini ⁹:

$$\text{Effet prix} = \begin{cases} G_{P_1, Y_0} - G_{P_0, Y_0} \\ \text{ou} \\ G_{P_1, Y_1} - G_{P_0, Y_1} \end{cases} \quad (26)$$

$$\text{Effet revenu} = \begin{cases} G_{P_0, Y_1} - G_{P_0, Y_0} \\ \text{ou} \\ G_{P_1, Y_1} - G_{P_1, Y_0} \end{cases} \quad (27)$$

tel que:

$$G_{P_1, Y_1} - G_{P_0, Y_0} = \text{Effet prix} + \text{Effet revenu} \quad (28)$$

où G_{P_i, Y_j} , indique le niveau d'inégalité dans la distribution des dépenses totales des individus de la période j évaluées aux prix prévalant dans la période i . Comme les deux équations 21 et 22 l'indiquent, pour voir quel est l'effet des variations des prix sur le coefficient de Gini, on calcule la différence entre deux coefficients de Gini, et cela, en utilisant soit les revenus de la période initiale comme revenu de référence, Y_0 , soit ceux de la période finale, Y_1 . De même, pour l'effet revenu, nous calculons la différence entre des coefficients de Gini pour Y_1 et pour Y_0 , en utilisant les prix de référence de la période initiale P_0 , ou ceux de la finale P_1 .

Dans le tableau 2, on expose ces effets pour des variations entre quatre trimestres, soit le premier de 1989 et le quatrième de chacune des trois années de 1989 à 1991. En comparant les différents résultats exposés dans ce tableau, on remarque que la direction de la variation dans le coefficient de Gini est la même, et cela quelle que soit la période de référence utilisée, initiale ou finale. Ceci est vrai à l'exception d'une seule comparaison pour l'effet prix entre le quatrième trimestre de 1989 et celui de 1990. Nous pouvons aussi, à partir des données exposées dans ce tableau, conclure que les variations des prix, entre le premier et le quatrième trimestre de 1989, ont augmenté significativement le niveau d'inégalité du bien-être. Inversement, les changements enregistrés dans les niveaux des revenus nominaux ont diminué le niveau d'inégalité. On peut faire un lien ici avec les augmentations salariales exorbitantes enregistrées à la fin de l'année de 1989 ¹⁰. En contrepartie, les augmentations des prix ont défavorisé les individus à faibles revenus.

En effet, l'augmentation des prix des biens nécessaires a été plus élevée comparativement à celle des autres prix des biens, ce qui explique, en grande partie, cet impact négatif des prix entre le premier et le quatrième trimestre de 1989. En ce qui concerne l'impact des variations des prix pendant l'année de 1990, cet impact demeure ambigu, car, comme nous l'avons indiqué précédemment, il n'existe aucune justification particulière pour se référer à l'une des

⁹Il faut noter ici qu'il n'existe pas encore une règle théorique qui nous permet d'effectuer une décomposition exacte en effet prix et effet revenu.

¹⁰Voir Slay (1994).

Table 2: La décomposition de ΔG_{Y_E} en effet prix et effet revenu

<i>Entre le premier et le quatrième trimestre de 1989.</i>						
Effet prix	$G_{P_{89.4}, Y_{89.1}}$	$G_{P_{89.1}, Y_{89.1}}$	ΔG_{Y_E}	$G_{P_{89.4}, Y_{89.4}}$	$G_{P_{89.1}, Y_{89.4}}$	ΔG_{Y_E}
	.33985	.28826	.05159	.33160	.26683	.06477
Effet revenu	$G_{P_{89.4}, Y_{89.4}}$	$G_{P_{89.4}, Y_{89.1}}$	ΔG_{Y_E}	$G_{P_{89.1}, Y_{89.4}}$	$G_{P_{89.1}, Y_{89.1}}$	ΔG_{Y_E}
	.33160	.33985	-.00825	.26683	.28826	-.02143
	<i>Effet total</i>		.04334	<i>Effet total</i>		.04334
<i>Entre le quatrième trimestre de 1989 et celui de 1990.</i>						
Effet prix	$G_{P_{90.4}, Y_{89.4}}$	$G_{P_{89.4}, Y_{89.4}}$	ΔG_{Y_E}	$G_{P_{90.4}, Y_{90.4}}$	$G_{P_{89.4}, Y_{90.4}}$	ΔG_{Y_E}
	.32584	.33160	-.00576	.34454	.33544	.00910
Effet revenu	$G_{P_{90.4}, Y_{90.4}}$	$G_{P_{90.4}, Y_{89.4}}$	ΔG_{Y_E}	$G_{P_{89.4}, Y_{90.4}}$	$G_{P_{89.4}, Y_{89.4}}$	ΔG_{Y_E}
	.33160	.32584	.01870	.33544	.33160	.00384
	<i>Effet total</i>		.01294	<i>Effet total</i>		.01294
<i>Entre le quatrième trimestre de 1990 et celui de 1991.</i>						
Effet prix	$G_{P_{91.4}, Y_{90.4}}$	$G_{P_{90.4}, Y_{90.4}}$	ΔG_{Y_E}	$G_{P_{91.4}, Y_{91.4}}$	$G_{P_{90.4}, Y_{91.4}}$	ΔG_{Y_E}
	.34803	.34803	.00349	.33145	.30808	.02337
Effet revenu	$G_{P_{91.4}, Y_{91.4}}$	$G_{P_{91.4}, Y_{90.4}}$	ΔG_{Y_E}	$G_{P_{90.4}, Y_{91.4}}$	$G_{P_{90.4}, Y_{90.4}}$	ΔG_{Y_E}
	.33145	.34803	-.01658	.30808	.34454	-.03646
	<i>Effet total</i>		-.01309	<i>Effet total</i>		-.01309

deux périodes de référence. Par contre, ces données indiquent que la contribution des variations des revenus dans le niveau d'inégalité était positive, et cela, à l'inverse de son impact de 1989. Ceci s'explique principalement par la politique salariale appliquée au début de 1990. En ce qui concerne l'année 1991, on observe que la contribution des variations dans les revenus était négative tandis que celle des prix était positive.

5 La décomposition de la variation du bien-être en effet prix et effet revenu.

Similairement à la méthodologie proposée dans la section précédente, et qui sert à la décomposition de la variation du coefficient de Gini, nous pouvons établir une autre méthode pour voir quel était l'impact des variations des prix et des revenus sur le niveau de bien-être. Il est clair ici que cet impact sera aussi influencé par le choix de la fonction d'utilité sociale. Ainsi, si la fonction d'utilité sociale est insensible au niveau de l'inégalité, l'impact des variations des prix et des revenus sur le niveau du bien-être est le même que celui sur la moyenne des

revenus équivalents ¹¹. Nous avons alors que:

$$\Delta W = \left\{ \begin{array}{l} \underbrace{\mu_{Y_{P_1, Y_1}} - \mu_{Y_{P_1, Y_0}}}_{\text{Effet revenu}} + \underbrace{\mu_{Y_{P_1, Y_0}} - \mu_{Y_{E, P_0, Y_0}}}_{\text{Effet prix}} \\ \text{ou} \\ \underbrace{\mu_{Y_{P_0, Y_0}} - \mu_{Y_{P_0, Y_1}}}_{\text{Effet revenu}} + \underbrace{\mu_{Y_{P_0, Y_1}} - \mu_{Y_{P_1, Y_1}}}_{\text{Effet prix}} \end{array} \right. \quad (29)$$

D'une manière générale, si le niveau d'inégalité mesuré par le coefficient de Gini rentre dans l'évaluation de la fonction du bien-être social et que nous choisissons la première méthode de décomposition, nous pouvons écrire ce qui suit ¹²:

$$\Delta W = \left\{ \begin{array}{l} \underbrace{\mu_{Y_{P_1, Y_1}}(1 - G_{P_1, Y_1}) - \mu_{Y_{P_1, Y_0}}(1 - G_{P_1, Y_0})}_{\text{Effet revenu}} + \\ \underbrace{\mu_{Y_{P_1, Y_0}}(1 - G_{P_1, Y_0}) - \mu_{Y_{P_0, Y_0}}(1 - G_{P_0, Y_0})}_{\text{Effet prix}} \end{array} \right. \quad (30)$$

La deuxième méthode de décomposition s'obtient de manière analogue. Notons que pour dégager l'effet prix ou celui du revenu, la période de référence pour l'autre variable peut être la période initiale ou finale. Toutefois, si les deux choix donnent des résultats similaires, cela suggère un impact non ambigu des variations des variables exogènes, soit les prix et les revenus, sur le niveau de bien-être.

Le tableau 3 expose les effets des variations des prix et des revenus sur le niveau du bien-être. Notons que l'indice d'inégalité utilisé dans ces calculs est le coefficient de Gini. À partir des données exposées dans ce tableau, nous remarquons que les deux effets étaient opposés. Ainsi, l'effet négatif des prix s'explique par l'inflation qui était toujours positive pendant toute cette période de transition. En contrepartie, l'effet positif des revenus indique l'augmentation continue des revenus nominaux tout au long de cette période de transition.

¹¹ Voir aussi Newbery (1995) p.860.

¹² Voir Lambert (1993) pour la fonction de bien-être social.

Table 3: La décomposition de ΔW en effet prix et effet revenu

<i>Entre le premier et le quatrième trimestre de 1989.</i>						
Effet prix	$W_{P_{89.4}, Y_{89.1}}$	$W_{P_{89.1}, Y_{89.1}}$	ΔW_{Y_E}	$W_{P_{89.4}, Y_{89.4}}$	$W_{P_{89.1}, Y_{89.4}}$	ΔW_{Y_E}
	23.44	119.41	-95.96	1099	662.62	-557.63
Effet revenu	$W_{P_{89.4}, Y_{89.4}}$	$W_{P_{89.4}, Y_{89.1}}$	ΔW_{Y_E}	$W_{P_{89.1}, Y_{89.4}}$	$W_{P_{89.1}, Y_{89.1}}$	ΔW_{Y_E}
	1099	23.44	81.54	662.62	119.41	543.21
	<i>Effet total</i>		-142	<i>Effet total</i>		-142
<i>Entre le quatrième trimestre de 1989 et celui de 1990.</i>						
Effet prix	$W_{P_{90.4}, Y_{89.4}}$	$W_{P_{89.4}, Y_{89.4}}$	ΔW_{Y_E}	$W_{P_{90.4}, Y_{90.4}}$	$W_{P_{89.4}, Y_{90.4}}$	ΔW_{Y_E}
	31.91	1099	-73.08	115.45	806.10	-690.65
Effet revenu	$W_{P_{90.4}, Y_{90.4}}$	$W_{P_{90.4}, Y_{89.4}}$	ΔW_{Y_E}	$W_{P_{89.4}, Y_{90.4}}$	$W_{P_{89.4}, Y_{89.4}}$	ΔW_{Y_E}
	115.45	31.91	83.54	806.10	1099	701.11
	<i>Effet total</i>		10.46	<i>Effet total</i>		10.46
<i>Entre le quatrième trimestre de 1990 et celui de 1991.</i>						
Effet prix	$W_{P_{91.4}, Y_{90.4}}$	$W_{P_{90.4}, Y_{90.4}}$	ΔW_{Y_E}	$W_{P_{91.4}, Y_{91.4}}$	$W_{P_{90.4}, Y_{91.4}}$	ΔW_{Y_E}
	77.63	115.45	-37.82	129.58	205.85	-76.27
Effet revenu	$W_{P_{91.4}, Y_{91.4}}$	$W_{P_{91.4}, Y_{90.4}}$	ΔW_{Y_E}	$W_{P_{90.4}, Y_{91.4}}$	$W_{P_{90.4}, Y_{90.4}}$	ΔW_{Y_E}
	129.58	77.63	51.95	205.85	115.45	90.4
	<i>Effet total</i>		113	<i>Effet total</i>		113

6 Conclusion

Selon la théorie du consommateur, deux composantes principales déterminent le niveau de bien-être d'un ménage, et ainsi le niveau du bien-être social. Ce sont, d'une part, le revenu du ménage et les prix des différents types de biens et services, et d'autre part, les goûts ou les préférences représentés généralement par une fonction d'utilité. Il s'avère très utile d'identifier la contribution de chacune de ces deux composantes dans les variations du niveau de bien-être enregistrées durant la période de transition en Pologne.

La décomposition de la variation du niveau de bien-être en effet prix et en effet revenu confirme que chacune de ces deux composantes a contribué largement dans les fluctuations observées dans le niveau de bien-être durant la période de transition en Pologne. De plus, la décomposition du coefficient de Gini en effet prix et en effet revenu montre que la grande baisse de son niveau entre le premier et le quatrième trimestre de 1989 est due principalement aux grandes augmentations des revenus des ménages polonais durant l'année de 1989. Cet effet revenu a contribué positivement au niveau d'inégalité en 1990 et négativement en 1991.

Les développements théoriques présentés dans ce papier visent principalement à étudier l'impact des variations des prix et des revenus sur le niveau d'inégalité mesuré par le coefficient de Gini ainsi que sur le niveau du bien-être. Plusieurs résultats ont été trouvés à partir de ces investigations théoriques.

On peut tout d'abord conclure que le choix du type de fonction d'utilité pour représenter les préférences des ménages peut être décisif dans la détermination de l'impact de la variation du prix d'un bien quelconque sur le niveau d'inégalité. Plus précisément, on peut affirmer que cet impact sera nul si les préférences sont homogènes (tous les ménages ont les mêmes préférences) et que la fonction d'utilité est homothétique.

Dans un autre cas, si les préférences des ménages sont hétérogènes et représentées par une fonction d'utilité homothétique, on peut affirmer que l'augmentation marginale du prix d'un bien largement consommé par les pauvres augmente le niveau d'inégalité. Par contre, si les préférences ne sont pas homothétiques, c'est la différence entre le coefficient de Gini et celui de concentration des γx_i (la consommation fois l'utilité marginale du revenu) qui détermine la nature de l'impact d'une augmentation marginale du prix du bien i sur le niveau d'inégalité.

Finalement, on peut dire que ces résultats sont intéressants puisqu'ils sont plutôt d'ordre général, de sorte que nous n'avons choisi préalablement aucun type de fonction d'utilité. Nous pensons aussi qu'il existe plusieurs extensions à cette recherche, comme par exemple l'analyse de l'impact des variations des prix et des revenus sur d'autres mesures d'inégalité, ou l'application de ces résultats à la recherche d'une taxation optimale des biens et services.

Annexe A

L'impact de la variation du prix d'un bien quelconque i sur la courbe de Lorenz est donné par:

$$\frac{\partial L(d)}{\partial p_i} = \frac{1}{\mu_{y_E}} \frac{\partial \left[\int_0^d y_E f(y_E) dy_E \right]}{\partial p_i} - \frac{\partial \mu_{y_E}}{\partial p_i} \frac{\int_0^p y_E f(y_E) dy_E}{\mu_{y_E}^2} \quad (1)$$

ou

$$\frac{\partial L(d)}{\partial p_i} = \frac{1}{\mu_{y_E}} \frac{\partial \left[\int_0^d y_E f(y_E) dy_E \right]}{\partial p_i} - \frac{\int_0^p y_E f(y_E) dy_E}{\mu_{y_E}^2} \int_0^1 \frac{\partial y_E}{\partial p_i} f(y_E) dy_E \quad (2)$$

On se basant sur l'équation 4. tel que $\frac{\partial y_E}{\partial p_i} = -\gamma x_i$ et en réorganisant la dernière expression, on aboutit à ce qui suit:

$$\frac{\partial L(d)}{\partial p_i} = \frac{\int_0^d -\gamma x_i f(y_E) dy_E}{\mu_{y_E}} - \frac{L(d)}{\mu_{y_E}} \int_0^1 -\gamma x_i f(y_E) dy_E \quad (3)$$

$$= \frac{1}{\mu_{y_E}} \left[L(d) \mu_{\gamma x_i} - \frac{\int_0^d \gamma x_i f(y_E) dy_E}{\mu_{y_E}} \right] \quad (4)$$

Finalement, on peut réécrire cet impact sous la forme simple suivante:

$$\frac{\partial L(d)}{\partial p_i} = \frac{\mu_{\gamma x_i}}{\mu_{y_E}} [L(d) - \lambda_i(d)] \quad (5)$$

où $\lambda_i(d)$ indique ici la courbe de concentration des γx_i tel que:

$$\lambda_i(d) = \frac{1}{\mu_{\gamma x_i}} \int_0^d \gamma x_i f(y_E) dy_E \quad (6)$$

Q.F.D

Annexe B

La méthode utilisée pour sonder les ménages est rotative. Les ménages interrogés au cours d'un trimestre sont remplacés par d'autres ménages au trimestre suivant. À chaque nouvelle année, on maintient 2/3 des ménages, sondés l'année précédente, et on ajoute 1/3 de nouveaux ménages tout en respectant la ressemblance des caractéristiques socio-économiques de ces derniers avec celles des ménages remplacés. Cette procédure se maintient durant quatre années. Ensuite, on procède au remplacement de tous les ménages formant l'échantillon.

Le recueil des données est précédé en premier lieu d'un travail préparatoire portant sur la sélection de l'échantillon. Ce travail est effectué par la Section des Études Sociales sous

Tableau A						
	Année					
	1989		1990		1991	
Trimestre	N1	N2	N1	N2	N1	N2
Premier trimestre	450	7325	450	7273	450	7159
Deuxième trimestre	450	7335	450	7283	450	7134
Troisième trimestre	168	7314	157	7252	157	7142
Quatrième trimestre	168	7394	157	7304	157	7188

N1 : Le nombre de divisions statistiques.

N2 : Le nombre de ménages sondés.

la supervision de la Division des Études Sociales et Démographiques de l'Office National de la Statistique de la Pologne. Le choix de l'échantillon se base, dans une première étape, sur des critères purement géographiques. La Pologne est divisée en 450 divisions statistiques où chacune de celles-ci regroupe au moins 250 habitats. Dans une seconde étape, on procède au choix des ménages pour chacune d'elles. Notons ici, que le ménage représente l'unité statistique de l'échantillon ¹³. On choisit six ménages pour chaque division statistique tout en veillant sur la représentativité socio-économique de ces ménages comparativement à ceux qui appartiennent à la division statistique. Les ménages interrogés détiennent des livres de budget où ils enregistrent tous leurs revenus générés et dépenses effectuées durant une période de deux semaines. Ensuite, un instructeur se charge de compiler ces informations ainsi que d'effectuer les corrections nécessaires. Ces données sont envoyées à la fin de chaque trimestre aux bureaux des divisions statistiques. Durant les quatre années, couvrant la période de 1982 à 1985, l'Office des Statistiques de la Pologne s'est basé sur deux échantillons indépendants afin de construire la base des données. En 1986, l'Office a voulu introduire deux nouveaux échantillons qui couvrent chacun les 450 divisions statistiques. Mais, à cause de difficultés financières, elle n'a pu maintenir que 168 des divisions situées dans des régions rurales comme l'indique aussi le tableau (A) où on remarque que les échantillons 3 et 4 de 1989 n'ont que 168 divisions. En 1990, le nombre des divisions statistiques des deux nouveaux échantillons a été réduit à 157. On peut noter ici que pour cette base des données, on attribue un poids de un pour les ménages habitant des régions urbaines et de deux pour ceux qui habitent dans des régions rurales. Nous avons tenu compte de ces poids lors du calcul des différents indices de bien-être.

¹³Ici, le ménage est défini comme un individu ou un ensemble d'individus qui partagent le même espace (domicile) et qui dépensent ensemble leurs revenus.

Bibliographie

- Araar, A. (1998), "Le bien-être des ménages et la transition économique en Pologne", thèse de doctorat, département d'économique, Université Laval.
- Duclos, J.Y., (1994), "Poland's Socialist Reforms: 1970-1989", *London School of Economics*, STICERD, EF # 06.
- Commander, S., (1998), "Enterprise restructuring and unemployment in models of transition", EDI Development Studies. Washington, D.C.: World Bank.
- Gomulka, S. (1992), "Polish Economic Reform, 1990-91: Principal, Policies and Outcomes", *Cambridge Journal of Economics*, Vol. 16, 355–72.
- King, M.A., (1983), "Welfare Analysis of Tax Reforms Using Household Data", *Journal of Public Economics*, North-Holland, Vol. 21, 183–214.
- Lambert, P., (1993), "The Distribution and Redistribution of Income: a Mathematical Analysis", 2nd edition, Manchester University Press.
- Newbery, David M., (1995), "The Distributional Impact of Price Changes in Hungary and The United Kingdom", *The Economic Journal*. Vol. 105, 847–863.
- Pollak, R.A., et Wales, T.J., (1992), "Demand System Specification and Estimation", *Oxford University Press*.
- Roberts, K., (1980), "Price-Independent Welfare Prescriptions", *Journal of Public Economics* Vol. 13, 277–297.
- Sachs, J. (1993), "Poland's Jump to the Market Economy", *MIT Press*.
- Slay, B. (1994), "The Polish Economy", *Princeton University Press*.
- Yitzhaki, S., (1983) "On an Extension of the Gini Inequality Index," *International Economic Review* Vol. 66, # 03, 541–62.
- Yitzhaki, S., Lewis, J. D. (1996), "Guidelines on Searching for a Dalton-Improving Tax Reform: An Illustration with Data from Indonesia", *World Bank Economic Review* Vol. 10, # 03, 541–62.
- Yitzhaki, S., Slemrod, J., (1991), "Welfare Dominance: An Application to Commodity Taxation", *The American Economic Review* Vol. 81, # 03, 480–96.
- Winiiecki, J.; (1992), "The Polish Transition Programme: Stabilisation under Threat", *Communist Economies and Economic Transformation*, Vol. 4. # 2, 191–213.

Witold, T., (1992), "Réflexions sur la transition en Pologne", *Economies et Societes*, Vol. 29, 149–67.

Figure 1

**L'évolution des indices de prix pour différentes catégories de biens et services
(1er trimestre de 1989 = 1) / Source : Araar (1998) p. 43.**

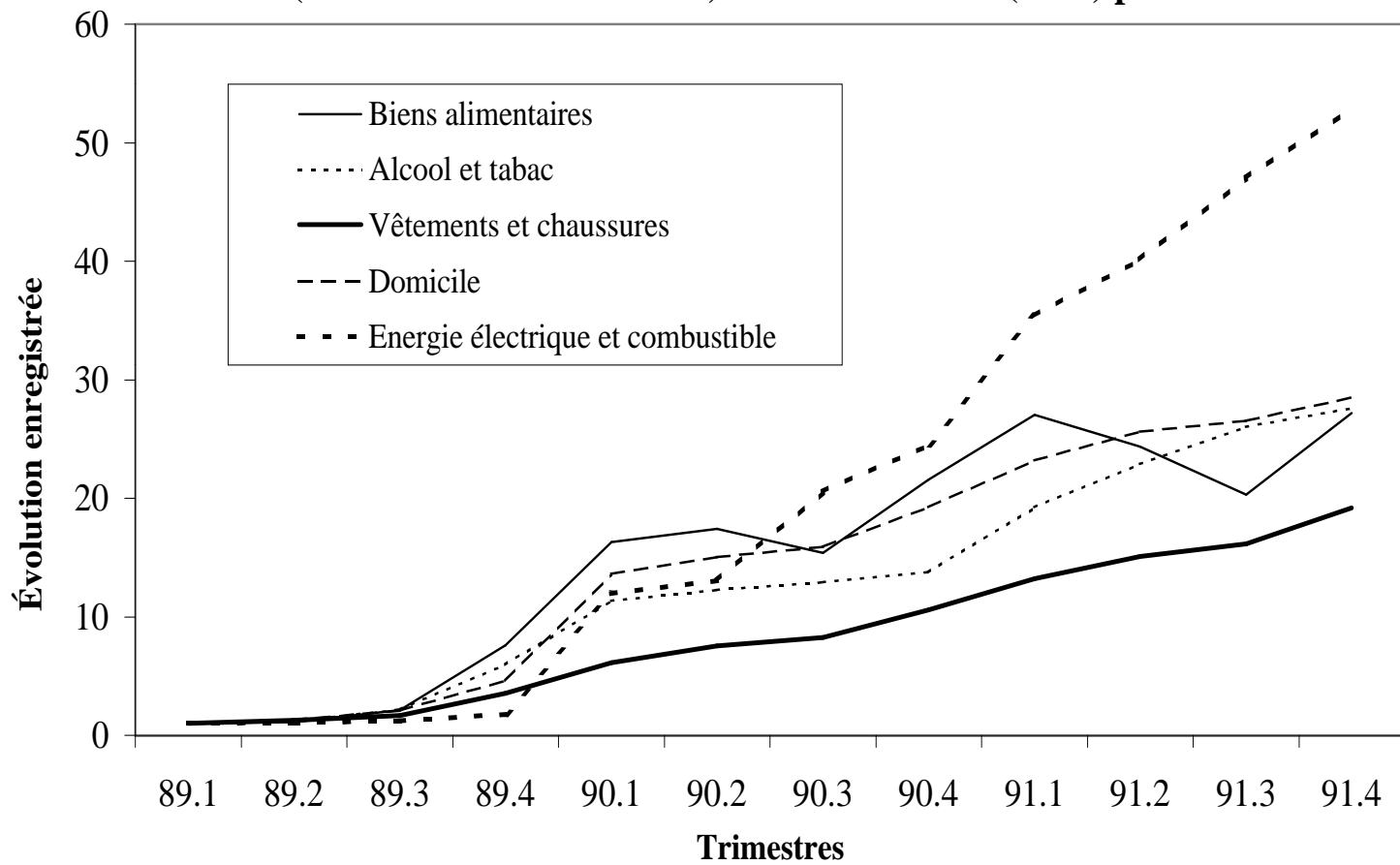


Figure 2 : La courbe de Lorenz des revenus equivalents et les courbes de concentration pour le premier trimestre de 1990

