

Mesurer la pauvreté et les inégalités dans un modèle d'équilibre général calculable

Par

**Bernard Decaluwé,
Jean-Christophe Dumont & Luc Savard[#]**

CRÉFA
Université LAVAL
Pavillon JA. De Sève
Québec, Canada G1K7PA

Email: bdec@ecn.ulaval.ca

Septembre 1999

Résumé

Ce papier vise à évaluer la pertinence des différents types de modélisation macro-économique en équilibre général pour mesurer l'impact des chocs de politique économique sur l'incidence de la pauvreté et la distribution du revenu. Dans la littérature on peut identifier trois types d'exercices. Le premier repose sur une forme traditionnelle de MEGC spécifiant un grand nombre de ménages. Dans ce cadre on peut seulement observer les inégalités de revenu inter groupe. Le suivant utilise des données d'enquête pour estimer la fonction de distribution et lui applique les variations moyennes par groupe, ce qui permet d'estimer l'évolution de la pauvreté. Le dernier enfin, que nous présentons plus en détail, inclus les données individuelles directement dans le modèle d'équilibre général selon le principe des micro simulations. Cette approche donne une image plus fidèle de la distribution de revenu mais est également plus complexe à mettre en œuvre. Dans cette perspective, nous développons les trois types de modélisation précédemment décrits, dans un cadre statistique coordonné représentant une économie archétype. Plus précisément, cet exercice nous permet de décomposer la contribution des variations de revenu moyen, de la ligne de pauvreté et des distributions de revenu dans l'évolution des principaux indicateurs de pauvreté. Les résultats obtenus démontrent l'importance des informations intra groupe et donc la pertinence des exercices de micro simulation.

Mots clés : Modèles d'Équilibre Général, Micro simulation, Pauvreté, Inégalité

JEL Classification : D58, I32, D31

[#] Les auteurs remercient vivement Denis Cogneau (IRD-DIAL) pour ses très précieux conseils et pour sa contribution. Ils restent néanmoins seuls responsables des erreurs ou insuffisances que ce travail pourrait receler.

Abstract

This article assesses the relevance Computable General Equilibrium Models (CGEM) to highlight and address issues related to income distribution and poverty. CGE Models have been widely used to simulate the impact of macroeconomic policies on income distribution and poverty. Good examples of such exercises are those that were built in connection with the OECD research program on ‘Structural Adjustment and Poverty’ (see e.g. Thorbecke –1991 for Indonesia or Morisson –1991 for Morocco).

One can identify three types of applied General Equilibrium Models that try to address this question. First, the traditional model that relies on the representative agent assumption and thus can not produce any kind of result in terms of poverty. It can only help to evaluate the evolution of inequalities between groups. The second type of exercise is grounded on the previous one but includes information on intra group income distribution. Using income and expenditure surveys, it is possible to generate the within income distributions prevailing in the same base year as that of the Social Accounting Matrix used to calibrate CGEM (see e.g. de Janvry et al. –1991, Decaluwé et al. –1999). Assuming that the income distributions are stable and endogeneizing the poverty line, we are able to produce counterfactual results on poverty. However, in this type of model, it is still impossible to analyze intra group inequalities even if it is well known that they contribute much more to the total inequalities than inter group income disparities. Furthermore, in terms of poverty analysis, the results could be misleading if within income distribution was subject to quantifiable variations.

In order to avoid such discrepancies a third type of modeling has been developed which directly relies on statistical information at the household level (micro simulation Model). The principle is to construct a CGEM with as many agents as there are in the survey in order to keep all the information about the heterogeneity as regards to endowment and consumption. As a matter of fact, in each socioeconomic group, we have several individuals. Because the simulation produces new income feature for each of them, it is now possible to endogeneize the intra group distribution. Micro-simulation Models are undoubtedly one of the best tools to infer poverty and inequality analysis. Although, the large amount of work and statistical information that it requires, compare to traditional CGEM, casts doubts on the practical aspect of such modeling. Hence, the question is does the task worthwhile?

In this article we experiment, altogether, the three types of modeling in a coordinated statistical framework in order to judge the value-added of each specification compared to others for poverty analysis. Based on an archetypal economy, this exercise allows us to isolate the contribution of average incomes variations, poverty line changes and income distribution modifications to the evolution of the main poverty indicators. The results clearly enlighten the importance of intra group information and thus the relevance of micro simulation models. Furthermore, we are able to show that the effect of income distribution changes is qualitatively uncertain. Still it is important to point out that poverty line evolution counts for a major part of poverty fluctuations.

Our results advocate taking into account within dimension for poverty analysis and therefore, shed some light on the relevance of Micro-simulation Models and on the limitations of previous exercises.

I Introduction

Au cours des trente dernières années, les pays en développement ont fait face à des chocs macro-économiques majeurs associés, entre autres, aux fluctuations du prix mondial des matières premières et des exportations agricoles ou à des réformes de politiques économiques telles que les programmes d'ajustement structurel et la libéralisation des flux commerciaux. Ces chocs ont eu des répercussions importantes sur les économies de ces pays, en particulier en terme d'incidence de la pauvreté et sur la distribution de revenu. Même si ces questions ont donné lieu à un débat nourri, l'absence d'outils macro-économique approprié a pénalisé les analyses quantifiées. Plus généralement, il convient de reconnaître que rares sont les instruments qui permettent de lier les politiques macro-économiques et les comportements micro-économiques. Les modèles d'équilibre général calculable (MEGC) font cependant exception en ce domaine. Dans cet article nous présentons et confrontons différentes approches qui permettent d'évaluer les questions de pauvreté et d'inégalité dans un cadre d'équilibre général.

Au cours des années 80 et au début des années 90 quelques auteurs se sont intéressés à l'utilisation des MEGC pour étudier l'impact de réformes économiques sur la distribution de revenu. Les pionniers dans le domaine sont certainement Adelman et Robinson (1979) en Corée, ainsi que Dervis, de Melo et Robinson (1982) et Gunning (1983) pour le Kenya. Plus tard, sous l'égide de l'OCDE, des études ont été réalisées par Thorbecke (1991) pour l'Indonésie, de Janvry, Sadoulet et Fargeix (1991) pour l'Équateur, Morrisson (1991) pour le Maroc et plus récemment Chia, Wahba et Whalley (1994) ont appliqué un modèle du même type à la Côte d'Ivoire.

Dans la littérature, on distingue principalement deux approches quant à l'utilisation des MEGC pour l'analyse des questions de distribution. La première consiste simplement à désagréger le plus possible l'agent ménage selon des critères socio-économiques ou de localisation. L'hypothèse d'agent représentatif est toutefois conservée de sorte que tout se passe comme si on avait un seul ménage représentatif par groupe identifié. Dans ce cas, il est possible d'évaluer et de comparer l'impact des politiques économiques sur le revenu et le bien-être des différents groupes. Cette approche, qui a été la plus fréquemment mise en œuvre, ne peut toutefois servir qu'à étudier les inégalités inter groupe mais ne permet

en aucun cas d'évaluer ni l'incidence de la pauvreté ni les inégalités intra groupe qui sont pourtant connues pour être les plus importantes.

Cette première méthode peut être amendée en vue de permettre l'évaluation des indicateurs de pauvreté. Concrètement, l'exercice de modélisation reste inchangé mais il est complété par une information issue des enquêtes ménages. A partir de données désagrégées, compatibles avec l'information macro-économique sur laquelle est fondée le MEGC, on estime la prévalence de pauvreté. La simulation du modèle d'équilibre général fournit alors de nouvelles valeurs quant au niveau de revenu moyen de chacun des groupes. En supposant que la distribution intra-groupe est inchangée, et en lui appliquant ces variations moyennes, on peut finalement calculer les indicateurs de pauvreté. En outre, il est également possible d'utiliser les résultats du MEGC sur les prix relatifs pour réévaluer le coût du panier de biens essentiels et donc le niveau de la ligne de pauvreté. Toutefois, comme le soulignent Dervis, de Melo et Robinson (1982) le plus grand défi dans l'analyse de la distribution de revenu avec les MEGC consiste à endogénéiser la variance intra groupe.

Bien que relativement complexe dans sa mise en œuvre technique, la solution pour endogénéiser la variance intra groupe est simple dans son principe. Il suffit, en effet, d'introduire un nombre conséquent de ménages dans chaque catégorie en utilisant les informations d'enquêtes (e.g. Enquête Budget Consommation –EBC), au sein même du MEGC. Concrètement on prend en compte dans le modèle autant d'agents représentatifs qu'il y a de personnes enquêtées. De ce fait les effets d'hétérogénéité individuelle agissent en dehors de toute hypothèse d'agrégation que ce soit dans les dotations initiales ou dans les préférences. Ce type de travaux s'inscrit dans un ensemble plus général que recouvre le terme de micro simulation.

Les micro simulations ont été inspirées par les travaux pionniers de Orcutt (1957,1961). Dans le milieu des années soixante-dix diverses équipes de chercheurs ont développé des modèles sur base d'enquête (Cf. Bergmann, Eliason et Orcutt –1980 pour une revue de ces études), mais ces travaux étaient essentiellement en équilibre partiel. Ils abordaient des questions très spécifiques principalement liées à l'impact distributif des programmes

de transferts sociaux ou des politiques fiscales. Depuis lors, de très nombreuses applications ont été mises en œuvre dans les pays développés en particulier pour évaluer l'impact des réformes des systèmes de retraite, le financement des systèmes de soins ou pour traiter d'autres questions liées à la dynamique démographique (A. Harding 1993). L'application aux pays en développement reste à ce jour très limitée (Bourguignon, Fournier, and Gurgand -1998). En outre, il convient de noter que les travaux en équilibre général sont encore très rares et souvent rudimentaires. D'aucuns se limitent à lier l'exercice de micro simulation à un modèle macro-économique, dont ils extraient le système de prix, au travers d'un nombre fini d'interactions (Dixon, Malakellis & Meagher -1996) alors que d'autres incluent simplement un bouclage macro-économique sans désagréger les secteurs.

A notre connaissance, seules deux études appliquées aux pays en développement ont été mises en œuvre dans un cadre d'équilibre général et multisectoriel. Cogneau (1997) propose ainsi un modèle pour l'agglomération d'Antananarivo où plus de 2000 ménages sont distingués qui partagent leur activité entre deux secteurs, traditionnel et moderne. Toutefois l'auteur concentre ses efforts sur l'analyse et le traitement du marché du travail, mais il s'intéresse finalement assez peu aux questions de pauvreté et d'inégalité. Cogneau et Robillard (1999) explorent quant à eux cette direction. Ils montrent à l'aide d'un modèle de micro simulation pour l'économie malgache, où le secteur agricole est particulièrement détaillé, que si les effets des politiques de libéralisation sont importants en terme de revenu moyen, l'incidence sur les inégalités est peut être moins considérable qu'il pouvait être anticipé.

Finalement, si on observe aujourd'hui une progression des exercices de micro simulation appliqués aux pays en développement, on peut encore s'interroger sur l'intérêt de mettre en œuvre de tels travaux compte tenu de l'importance des efforts qu'ils requièrent tant en terme de collecte et d'analyse statistique qu'en terme de modélisation à proprement parler. Autrement dit, est ce que le fait d'endogénéiser la variance intra groupe dans un modèle d'équilibre général apporte un éclairage nouveau sur l'évaluation des effets des politiques économiques sur l'incidence de la pauvreté et les inégalités ?

Dans cet article nous mettons en œuvre les trois types de modélisation précédemment décrits, dans un cadre statistique coordonné, de façon à évaluer la valeur ajoutée de chaque spécification dans l'analyse des questions de pauvreté et de distribution du revenu. Plus précisément, cet exercice permet de décomposer la contribution des variations de revenu moyen, de la ligne de pauvreté et des distributions de revenu dans l'évolution du taux de pauvreté. Notre travail est basé sur une économie archétype. Les résultats obtenus démontrent clairement l'importance des informations intra groupe et donc la pertinence des exercices de micro simulation.

La section suivante décrira les principales caractéristiques du modèle d'équilibre général utilisé, ainsi que la nature des données sur lesquelles celui-ci s'appuie. La section III présentera les résultats des simulations agrégées et désagrégées en détaillant l'évolution des indicateurs de pauvreté et d'inégalité dans chacun des cas. La dernière section conclura et proposera quelques pistes pour les recherches à venir (Section IV).

II Construction d'une Micro simulation archétype en Équilibre Général.

Le modèle à partir duquel s'articule l'analyse est tout à fait standard. Il s'agit d'un MEGC réel et statique en économie ouverte avec gouvernement (Decaluwé et al. –1995). Le modèle comprend quatre branches d'activité (agriculture, industrie, services marchands et non marchands), chacune produisant un seul produit, trois facteurs de production (capital, travail qualifié et non qualifié) et quatre agents (le reste du monde, le gouvernement, les entreprises, les ménages).

1. Les revenus

Les ménages perçoivent les revenus du travail, une partie des revenus du capital et des transferts du gouvernement. Deux types de travail sont distingués : non qualifié (*LDN*) et qualifié (*LDQ*). A l'année de base le salaire du premier est inférieur de moitié à celui du second. Le travail est mobile entre les secteurs mais nous faisons l'hypothèse que les marchés du travail sont parfaitement segmentés avec plein emploi des ressources. Chacun des marchés du travail s'équilibre indépendamment de l'autre par des ajustements du taux de salaire qui lui correspond. Le capital physique est quand à lui supposé spécifique. Les dotations des ménages en chacun des types de capital sont donc détaillées.

Les entreprises quand à elle reçoivent une part des revenus du capital, paient des impôts directs sur la production et épargnent le solde de leur revenu. Enfin, le gouvernement perçoit les taxes directes et indirectes, effectue des transferts et demande des services non marchands (c'est d'ailleurs le seul).

2. Les dépenses des ménages

Le modèle suppose une fonction d'utilité de type Stone-Geary à partir de laquelle nous dérivons le «Système Linéaire de Dépense -Cobb-Douglas » (SLD-CD). La particularité de cette fonction est qu'elle permet l'introduction de dépenses incompressibles. En général, la part de la dépense incompressible dans la dépense totale est inversement proportionnelle au niveau de revenu.

$$C_m^i = \alpha_m^i + \beta_m^i \cdot \left(CTM_m - \sum_j pq^j \cdot \alpha_m^j \right) \cdot \frac{1}{pq^i}$$

$\alpha_{i,m}$ la consommation minimale en bien i du ménage m
 $\beta_{i,m}$ la part que le ménage m consacre à la consommation du bien i une fois la dépense non discrétionnaire déduite

Il doit être clair que le niveau et la composition de la dépense incompressible peuvent différer d'un ménage à l'autre et qu'en ce sens elle se distingue du panier servant à définir le seuil de pauvreté.

Le taux d'épargne, supposé constant, s'applique au revenu disponible minoré des dépenses incompressibles. Séquentiellement, le ménage reçoit ses revenus, paye ses impôts directs, effectue ses dépenses incompressibles et par la suite épargne un taux fixe de ce qui lui reste.

Un commentaire important doit maintenant être fait à propos des propriétés d'agrégation des formes fonctionnelles. En effet, on peut montrer aisément que dans le cas général aucune des fonctions de consommation usuelles (Linéaire, LES- AIDS) ne s'agrègent parfaitement. Cela implique que les résultats des simulations, issus d'un modèle d'Équilibre Général classique agrégé, ne seront pas comparables avec ceux produits par un modèle désagrégé de type micro simulation. Cette remarque est très importante et justifie certainement à elle seule en partie l'intérêt des micro simulations.

Toutefois, parce que notre objectif est ici *in fine* de confronter les différentes formes de modélisation en équilibre général en terme d'analyse de la pauvreté, et puisque nous

utilisons des données fictives, nous avons choisi de nous ramener à un cas très spécifique où l'agrégation du SLD-CD est parfaite¹. Les résultats que nous obtiendrons ultérieurement doivent être analysés dans cette perspective et les écarts entre les modélisations agrégées et désagrégées appréhendés avec prudence.

3. Autres spécifications

La production totale XS des branches est déterminée par une fonction de type Leontief entre les consommations intermédiaire total (CI) et la valeur ajoutée (VA). Cette dernière est représentée par une fonction de type Cobb-Douglas entre le capital et le travail. Ce dernier est appréhendé comme un facteur composite de deux types de qualifications. Celles-ci sont combinées dans une fonction à élasticité de substitution constante (fonction CES)². Le producteur fait alors l'arbitrage entre des travailleurs qualifiés et non qualifiés compte tenu de sa technologie de production (capacité de substitution) et du prix relatif des facteurs travail.

L'investissement est supposé exogène. L'épargne des entreprises et des ménages étant déterminée par ailleurs, la dépense du gouvernement s'ajuste pour assurer l'équilibre $I=S$. Enfin, les échanges avec l'extérieur sont défini classiquement à partir de fonction Armington sous l'hypothèse de petit pays.

4. Désagrégation et hypothèses numériques

La matrice de comptabilité sociale agrégée est présentée en annexe. Elle illustre le cas d'une économie semi-industrialisée souffrant d'un déficit courant extérieur relativement important et où le gouvernement tire la majorité de son revenu des recettes d'importation.

Dans la version agrégée du modèle, les ménages sont regroupés en trois groupes qui peuvent représenter par exemple les ménages ruraux (*groupe 1*), les ménages urbains dont le chef de ménage est inactif ou employé dans le secteur informel (*groupe 2*) et les ménages urbains dont le chef a un emploi salarié formel (*groupe 3*). Si les groupes ne

¹ L'agrégation du SLD-CD est parfaite lorsque tous les ménages ont les mêmes paramètres β_i , c'est à dire qu'une fois les dépenses discrétionnaires déduites les ménages consacrent tous la même part de leur dépense finale à la consommation de chaque bien.

² Implicitement on suppose donc que les deux types de travail sont identiquement substituables au capital physique ce qui est sans aucun doute une hypothèse un peu forte mais pas fondamentale dans ce cas.

sont pas directement définis selon des critères de revenu, le revenu moyen dans le groupe 1 est nettement inférieur à celui du groupe 2 qui est lui même plus faible que celui du troisième groupe. On trouve néanmoins des pauvres dans les deux premiers groupes même si le seuil d'indigence est supérieur au revenu moyen du second. Dans la version désagrégée du modèle on distingue 150 ménages repartis comme suit : 60 dans le groupe 1, 50 dans le groupe 2 et 40 dans le dernier groupe.

Les tableaux suivants illustrent les principales caractéristiques qui s'appliquent à chacun des groupes de ménages.

Tableau 1 : Revenu par groupe

	<i>Groupe 1</i>	<i>Groupe 2</i>	<i>Groupe 3</i>
Revenu moyen	103,28	249,57	583,10
Revenu médian	84,85	235,7	602,3
Revenu minimum	13,7	27,7	304,4
Revenu maximum	292,2	501,7	817

Tableau 2 : Répartition de la dépense et du revenu pour chaque groupe

	<i>Travail non qualifié dans travail total</i>	<i>Travail qualifié dans travail total</i>	Structure du revenu en %			
			Travail total	Capital	Dividendes	Transferts
<i>Groupe 1</i>	77.5	22.5	0,862	0,111	0,025	0,002
<i>Groupe 2</i>	48.2	51.8	0,757	0,203	0,036	0,003
<i>Groupe 3</i>	22.4	77.6	0,603	0,338	0,055	0,004

	Structure des dépenses en %				
	Agricole	Industriel	Service	Épargne	Taxes
<i>Groupe 1</i>	0,26	0,315	0,296	0,097	0,031
<i>Groupe 2</i>	0,142	0,339	0,356	0,131	0,031
<i>Groupe 3</i>	0,064	0,381	0,395	0,132	0,028

Les ménages du premier groupe détiennent essentiellement du capital agricole et du travail non qualifié. Ils consomment une part importante de leur revenu en biens alimentaires et épargnent peu. Les ménages du troisième groupe en revanche détiennent l'essentiel des ressources en travail qualifié et consomment plus de services.

III Présentation des résultats

Afin d'illustrer l'importance de la variance intra groupe suite à des simulations de politiques économiques (ou de chocs exogènes), nous avons retenu les deux scénarii suivants :

1. Le premier consiste en une augmentation de 20% de la dotation du travail non-qualifié (simulation 1). Cette simulation peut s'interpréter soit comme une augmentation de l'offre de travail, soit comme résultant d'un afflux d'immigrants.

2. La simulation 2 illustre l'élimination des droits de douanes pour les biens industriels conjointement avec une appréciation du prix mondial des biens agricoles de 30%.

Les hypothèses d'agrégation que nous avons retenues pour la fonction de consommation permettent de lisser les disparités entre les versions agrégées et multi-ménage du modèle.

Les résultats détaillés des simulations sont présentés dans le tableau 3.

Tableau 3 : Résultats de simulations

Variables	Branche	Référence	Simulation 1		Simulation 2	
			Niveau	Variation en %	Niveau	Variation en %
<i>S</i>		1	1.1	10.05	0.86	-13.73
<i>SN</i>		0.5	0.41	-18.92	0.56	11.66
<i>E</i>		1	1	0.00	1	0.00
<i>PINDEX</i>		1	1	-0.33	0.99	-0.51
<i>YM</i>	Groupe 1	6197.1	6264.05	1.08	6491.58	4.75
	Groupe 2	12478.7	12852.28	2.99	12623.38	1.16
	Groupe 3	23324.2	24615.9	5.54	22590.56	-3.15
<i>YG</i>		10549.46	10882.94	3.16	6629.82	-37.15
<i>SG</i>		1709.46	816.16	-52.26	1127.99	-34.01
<i>IT</i>		17355.46	17355.46	0.00	17355.46	0.00
<i>BAC</i>		7424	7424	0.00	7424	0.00
<i>R</i>	AGR	1	0.99	-1.02	1.17	17.14
	IND	1	1.05	5.13	1.03	2.53
	SER	1	0.99	-0.72	1.06	6.39
<i>PQ</i>	AGR	1.03	0.95	-7.09	0.96	-6.30
	IND	1.11	1.13	0.92	0.98	-11.78
	SER	1.03	0.98	-4.39	1.03	-0.21
	SERNM	1	1.08	7.94	0.87	-12.88
<i>XS</i>	AGR	9000	9619.78	6.89	10088.44	12.09
	IND	54400	55415.7	1.87	56437.16	3.74
	SER	22000	23362.51	6.19	22444.23	2.02
	SERNM	8700	9196.75	5.71	6154.88	-29.25
<i>LDQ</i>	AGR	2150.83	2009.17	-6.59	2826.72	31.42
	IND	5236	5094.98	-2.69	6122.99	16.94
	SER	2789.23	2674.51	-4.11	3262.45	16.97
	SERNM	6960	7357.4	5.71	4923.91	-29.25
<i>LDN</i>	AGR	7218.34	8609.64	19.27	7717.65	6.92
	IND	4648	5774.9	24.24	4421.82	-4.87
	SER	11581.54	13752.91	18.75	11308.41	-2.36
<i>Seuil de pauvreté</i>		175,712	165,143	-6,01	164,964	-6,12

La simulation 1 a pour effet une baisse substantielle de près de 19% de la rémunération du facteur dont la disponibilité s'accroît, c'est à dire le travail non qualifié (*LDN*). L'autre type de travail (*LDQ*) devient alors relativement plus rare et on constate une augmentation de sa rémunération de 10% environ. Du côté des branches de production, ce sont les branches plus intensives en travail non qualifié qui profitent le plus de ce choc (services marchands *-sm* et agriculture *-agr*). La branche agricole augmente sa production de 6.89% et la production de services non marchands s'accroît de 6.19%. La rémunération du capital de ces branches chute respectivement de 1% et 0,7 % alors qu'elle augmente de 5.13% pour la branche industrielle. Partant, c'est par l'entremise des variations des rémunérations de facteurs que le choc se transmet sur le revenu des ménages et au reste de l'économie. Logiquement il profite essentiellement aux ménages du troisième groupe qui tirent leurs revenus du travail qualifié et du capital non agricole. On observe donc un accroissement des inégalités inter groupes dans ce scenario.

Le second choc, qui illustre une réforme douanière combinée à un choc externe sur le prix mondial des biens agricoles (simulation 2), se transmet aux ménages principalement par une voie indirecte, c'est à dire par l'intermédiaire de la chute du salaire qualifié *S*. Cette dépréciation est causée par la réduction de la production des services non marchands, intensifs en travail qualifié, qui fait suite à la baisse drastique des revenus du gouvernement (*YG* - 37.15%). Les effets sur les taux de salaire sont alors inversés sur les salaires par rapport à la première simulation (*S* diminue et *SN* augmente). La rémunération du capital augmente dans tous les secteurs mais plus fortement pour la branche agricole. Dans ce scenario ce sont donc essentiellement les ménages du premier groupe qui bénéficient du choc, en particulier parce qu'ils détiennent une proportion importante du capital agricole et qu'ils offrent peu de travail qualifié. On observe donc une réduction des inégalités inter groupe.

Un modèle d'équilibre général calculable traditionnel serait contraint de s'arrêter à l'analyse des inégalités inter groupe. Pour aller au delà et évaluer des indicateurs de pauvreté ou d'inégalité intra groupe il est nécessaire d'utiliser des données désagrégées.

Par ce que nous disposons d'un nombre réduit d'observation l'évaluation des indicateurs de pauvreté nécessite d'estimer une fonction de distribution. Cette procédure doit être réalisée à la fois sur les données de base et sur les résultats post-simulation. Concrètement elle permet de passer d'une représentation discrète à une représentation continue de la distribution des revenus.

Les quelques travaux qui se sont situés dans cette perspective ont estimé des fonctions de distribution lognormale ou Pareto. Bordley, McDonald et Mantrala (1996), ainsi qu'une partie de la littérature portant sur la modélisation de la distribution de revenu, montrent pourtant que des fonctions plus flexibles sont préférables. Nous suivons ici Decaluwé et al. (1999) en estimant une fonction de type Beta. La fonction de densité associée à cette distribution est déterminée à partir des niveaux maximum (mx) et minimum (mn) de revenu ainsi que des caractéristiques d'asymétrie et d'aplatissement (p,q).

$$I(y; p, q) = \frac{1}{B(p, q)} \frac{(y - mn)^{p-1} (mx - y)^{q-1}}{(mx - mn)^{p+q-1}} \quad \text{avec } B(p, q) = \int_{mn}^{mx} \frac{(y - mn)^{p-1} (mx - y)^{q-1}}{(mx - mn)^{p+q-1}} dy$$

Le modèle retenu est plus flexible que les fonctions usuelles, car il peut permettre de représenter des répartitions asymétriques à droite ou à gauche, tout aussi bien que des répartitions de revenu symétriques³. Si p et q sont inférieurs à un et que $p > q$ (resp. $q > p$), la distribution est asymétrique à droite (resp. à gauche). Plus l'écart entre les deux paramètres est important plus le degré d'asymétrie est grand. Les valeurs des paramètres peuvent facilement être estimées, par exemple par une routine de *MATLAB*, à partir d'un vecteur de revenu ordonné. Les résultats obtenus à partir des données de base sont présentés dans le tableau suivant :

Tableau 4 : Estimation des paramètres avant simulation

<i>Paramètres estimés pour la fonction de distribution de type Béta</i>			
P	1,076	2,436	1,707
Q	2,257	2,713	1,444
Nombre d'observation	60	50	40

Connaissant la forme des fonctions de distribution, ainsi que le niveau du seuil de

³ La Béta peut aussi représenter une distribution bi-modale. Pour de plus amples détails sur les caractéristiques de la fonction Béta le lecteur est invité à consulter le chapitre 14 dans Johnson et Kotz (1970).

pauvreté, on peut alors calculer tous les indicateurs de pauvreté pertinents avant et après simulation. Nous suivons ici la pratique courante en proposant d'utiliser les indices de pauvreté de Foster, Greer et Thorbecke (1984)(FGT). Ces mesures, dénommées P_α , appartiennent à une classe d'indice de pauvreté additivement décomposable. Les P_α permettent de mesurer la proportion de pauvre ainsi que l'écart de pauvreté, la profondeur de la pauvreté et la sévérité de la pauvreté. Dans le cas d'une fonction de distribution de type Béta, avec les notations précédentes, P_α est donné l'expression suivante :

$$P_\alpha = \int_{mn}^z \left(\frac{z-y}{y} \right)^\alpha \cdot I(y; p, q) dy$$

où α est le paramètre d'aversion à la pauvreté et z est le seuil de pauvreté.

Quand $\alpha = 0$, l'indice représente la proportion de pauvre à l'intérieur du groupe qui se trouve sous le seuil de pauvreté : le taux de pauvreté. Lorsque $\alpha = 1$, l'importance relative donnée aux individus sous le seuil de pauvreté est proportionnelle à leur niveau de revenu. Cette mesure nous donne l'écart moyen de pauvreté. Pour les valeurs supérieures à 1, plus α augmente (plus la société est aversive à la pauvreté), plus l'importance accordée aux plus pauvres s'accroît dans l'estimation⁴.

Nous nous intéresserons également aux indicateurs d'inégalité. Ceux-ci sont tous déduits des courbes de Lorenz qui représentent sur l'axe des abscisses la proportion cumulative de la population (par groupe ou total) en commençant par le plus pauvre et sur l'axe des ordonnées la proportion cumulative des ressources. L'indicateur le plus fréquemment utilisé, auquel nous nous limiterons, est l'indice de Gini. Si le nombre d'observation est suffisant, il peut être aisément calculé à partir des données discrètes (ie. sans avoir à utiliser l'expression analytique de la fonction de distribution). Sa formule est donnée par l'équation suivante :

$$\gamma = \frac{1}{\mu N(N-1)} \sum_{i,j} |x_i - x_j|$$

⁴ On pourra par exemple se reporter à Ravallion (1994) pour obtenir une information plus complète sur les caractéristiques de différents indicateurs de pauvreté en général et des FGT en particulier.

Dans le cas agrégé, on utilise le vecteur de revenu initial auquel on applique le taux de variation observé à la moyenne de l'échantillon pour chaque groupe. En procédant ainsi on obtient un nouveau vecteur de revenu, distinct de celui qui provient du modèle désagrégé, à partir duquel on peut estimer les paramètres de distribution. Dans le cas désagrégé on a simplement à utiliser le vecteur de revenu produit par la simulation lorsque tous les ménages sont distingués explicitement dans le modèle. Les résultats des estimations sont donnés dans le tableau 5 et sont illustrés par les graphiques suivants.

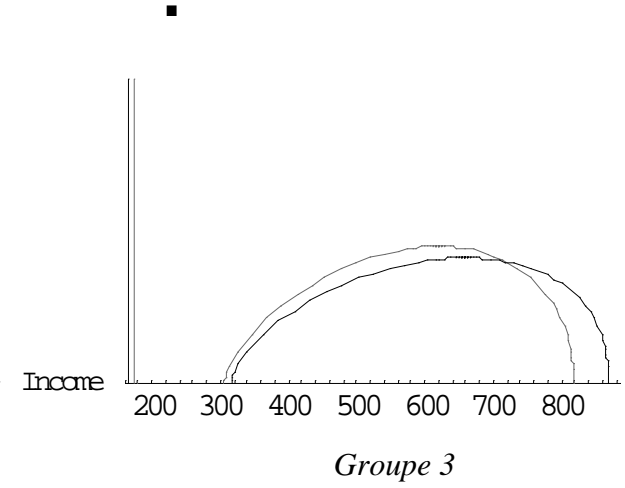
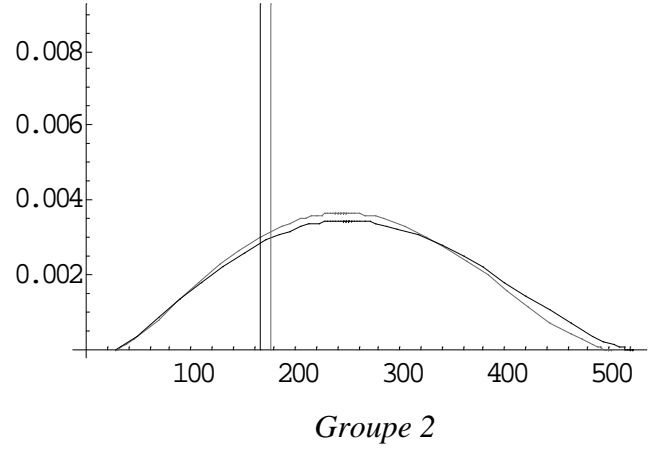
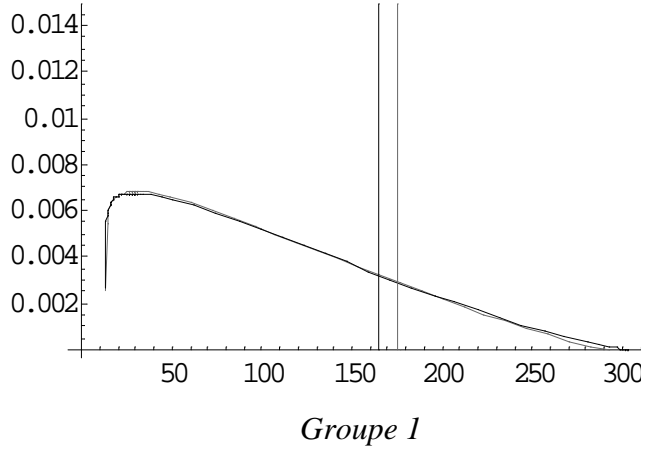
Tableau 5 : Paramètres estimés pour la fonction de distribution Beta après simulation

	Modèle agrégé			Modèle désagrégé		
	<i>Groupe 1</i>	<i>Groupe 2</i>	<i>Groupe 3</i>	<i>Groupe 1</i>	<i>Groupe 2</i>	<i>Groupe 3</i>
Simulation 1 p	1.076	2.436	1.707	1.073	2.356	1.656
q	2.258	2.713	1.444	2.323	2.671	1.405
Ym min – max	13.85 - 295.4	28.5 – 516.7	321.3 - 862.3	13.34 - 303.2	27.0 - 522.4	316.2 - 868.2
Simulation 2 p	1.076	2.436	1.707	1.042	2.506	1.705
q	2.258	2.713	1.444	1.998	2.625	1.507
Ym min – max	14.3 - 306.0	28.0 - 507.5	294.8 - 791.3	15.3 - 288.3	30.9 - 491.0	306.3 - 788.5

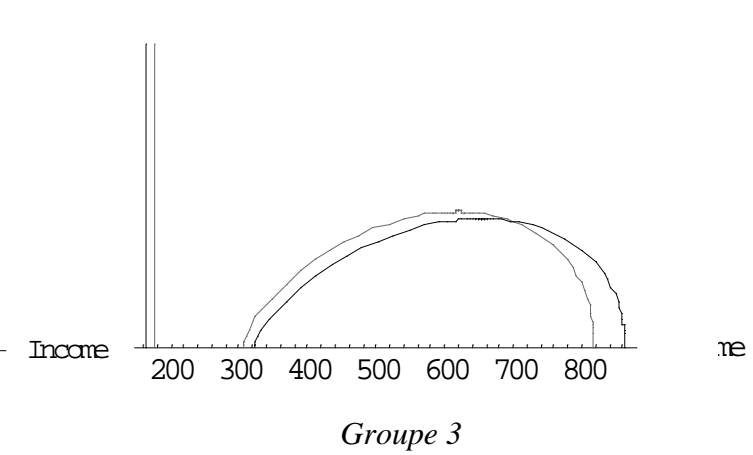
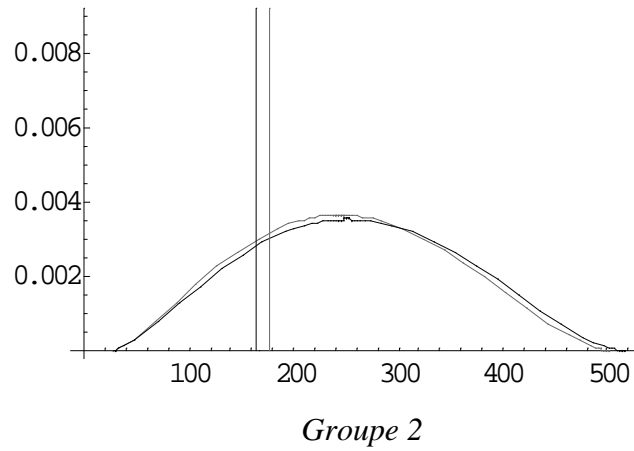
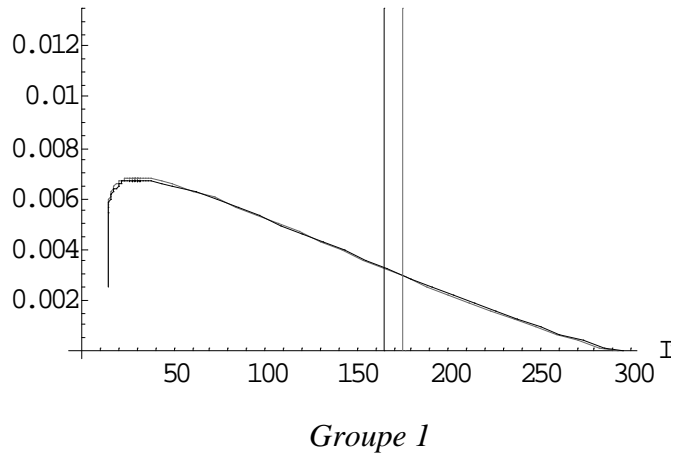
Les courbes en pointillés représentent la situation à l'année de base, alors que les courbes en trait plein rendent compte des fonctions de distribution après simulation. Les droites verticales indiquent pour leur part le niveau du seuil de pauvreté. Dans toutes les simulations le niveau du seuil de pauvreté diminue. Ceci indique que le coût du panier de biens essentiels a baissé et qu'il est donc plus facile à acquérir.

Les changements observés dans la distribution des revenus suite aux chocs envisagés peuvent être importants comme l'attestent les graphiques se rapportent au troisième groupe. Pour la simulation 1 ils sont toutefois peu marqués entre les versions agrégée et non agrégée du modèle.

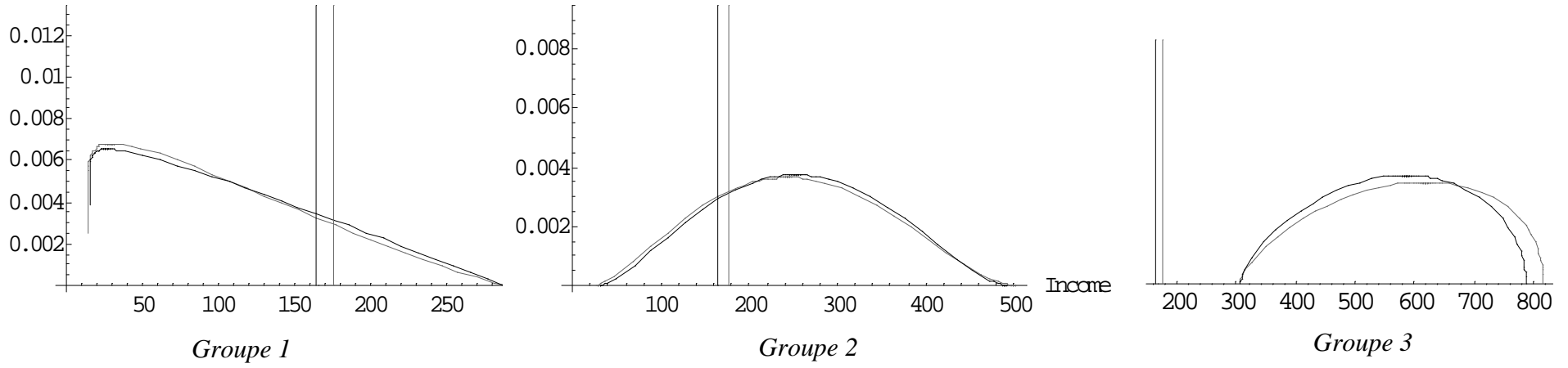
Fonctions de distribution : Modèle désagrégé simulation 1



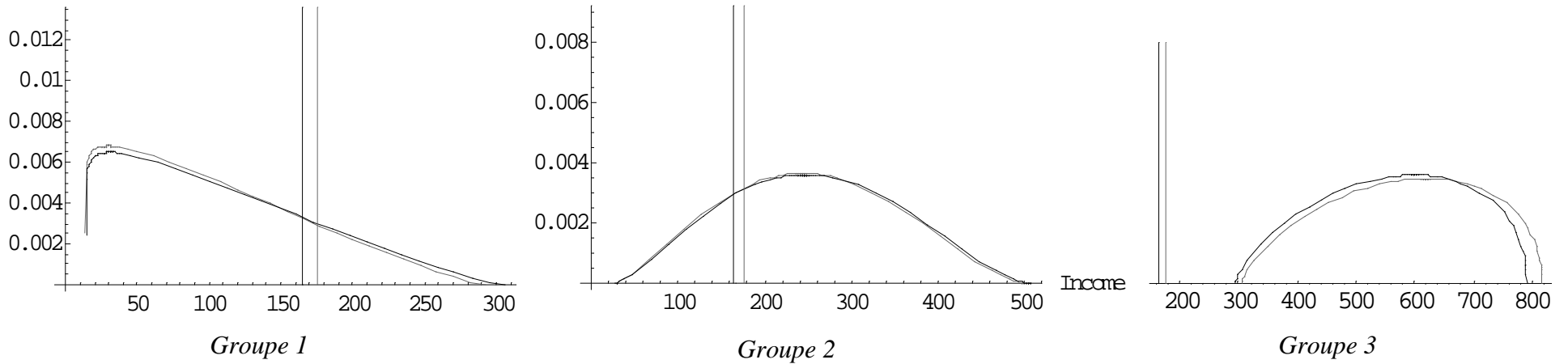
Fonctions de distribution : Modèle agrégé simulation 1



Fonctions de distribution : Modèle désagrégé simulation 2



Fonctions de distribution : Modèle agrégé simulation 2



Le tableau suivant (tableau 6) compare les estimations des trois premiers indicateurs de pauvreté FGT pour les deux premiers groupes dans différents types de simulations. Les résultats distinguent fondamentalement 6 cas selon qu'ils proviennent ou non du modèle agrégé, selon que le seuil soit ou non endogène, selon que la distribution soit ou non supposée inchangée (pour isoler l'effet de la variation du seuil de pauvreté). Dans tous les cas on observe une réduction significative de l'incidence de la pauvreté. Contrairement à l'intuition que pouvait donner les graphiques précédents celle-ci est assez marquée pour le premier groupe du fait de la baisse du seuil de pauvreté. La nature même des chocs que nous avons entrepris explique pour partie ce constat.

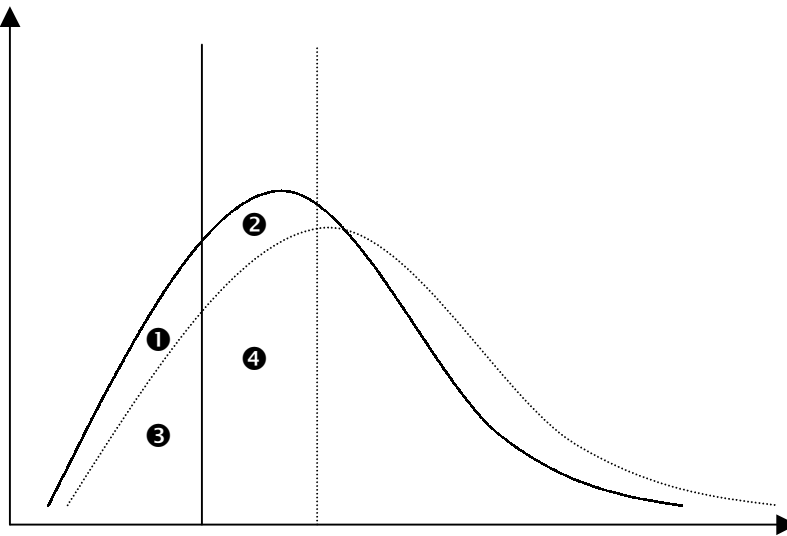
Tableau 6 : Indicateurs de pauvreté

	Simulation 1		Simulation2	
	+ 20% de la dotation de LNQ		-100% tm(ind) et + 30% Pwe(agr)	
	Groupe 1	Groupe 2	Groupe 1	Groupe 2
Po – Référence	84,68	23,92	84,68	23,92
Agrégé – Seuil exogène	84,13	22,32	82,27	23,29
Désagrégé - Seuil exogène	83,81	23,09	82,14	22,01
Agrégé – Seuil endogène	80,85	19,23	78,85	20,04
Désagrégé - Seuil endogène	80,58	20,01	78,61	18,77
Agrégé – Seuil endogène – Distrib. fixée	81,42	20,66	81,36	20,60
Désagrégé – Seuil endogène – Distrib. fixée	81,42	20,66	81,37	20,61
P1 – Référence	44,18	6,52	44,18	6,52
Agrégé – Seuil endogène	41,26	5,08	39,81	5,32
Désagrégé – Seuil endogène	41,40	5,46	39,39	4,77
P2 – Référence	28,53	2,64	28,53	2,64
Agrégé – Seuil endogène	26,30	2,00	25,22	2,11
Désagrégé - Seuil endogène	26,53	2,21	24,84	1,82

Fondamentalement trois éléments peuvent contribuer à la variation du taux de pauvreté : (i) les variations du seuil de pauvreté, (ii) les modifications du revenu moyen et (iii) les changements dans la distribution à revenu moyen constant.

Le calcul de la contribution relative de chacun de ces éléments n'est toutefois pas immédiat, parce que la décomposition n'est pas parfaite. Le graphique suivant illustre la nature du problème. Les courbes en pointillés représentent la courbe de distribution et le seuil après un choc. Initialement le taux de pauvreté pouvait être déterminé par ❶+❸, après simulation il s'établit à partir de ❸+❹. La contribution de la variation de la ligne de pauvreté à distribution fixée est alors déterminée comme ❷+❹, alors que si on prend

en compte le changement de distribution elle est simplement égale à ④. De même, si on souhaite isoler l'effet des transformations de la distribution il faut distinguer les cas où seuil de pauvreté est supposé fixé et endogène. Dans le premier cas la contribution est égale à -①, dans le second elle est égale à -①-②. L'effet revenu moyen est isolé à partir des résultats contre-factuels du modèle agrégé à seuil de pauvreté fixé.



Dans le cas de notre économie archétype, en utilisant les résultats décrit dans le tableau 6, nous sommes en mesure de calculer la contribution des variations du seuil de pauvreté, de la distribution et du revenu moyen dans les différents cas susmentionnés. Les résultats de la décomposition sont donnés dans le tableau 7.

Tableau 7 : Contribution des différents éléments affectant le taux de pauvreté

	Simulation 1		Simulation 2	
	Groupe 1	Groupe 2	Groupe 1	Groupe 2
Variation du taux de pauvreté (en pts)	-4,10	-3,91	-6,07	-5,15
Variation du seuil de pauvreté – Distrib. Endogène ④	-3,24	-3,08	-3,53	-3,24
Variation du seuil de pauvreté – Distrib. Fixée ④+②	-3,26	-3,26	-3,31	-3,31
Variation du revenu moyen ©	-0,55	-1,60	-2,41	-0,63
Changement dans la distribution intra groupe – seuil exogène -①-©	-0,32	0,77	-0,13	-1,28
Changement dans la distribution intra groupe – seuil endogène-①-②-©	-0,30	0,95	-0,35	-1,21

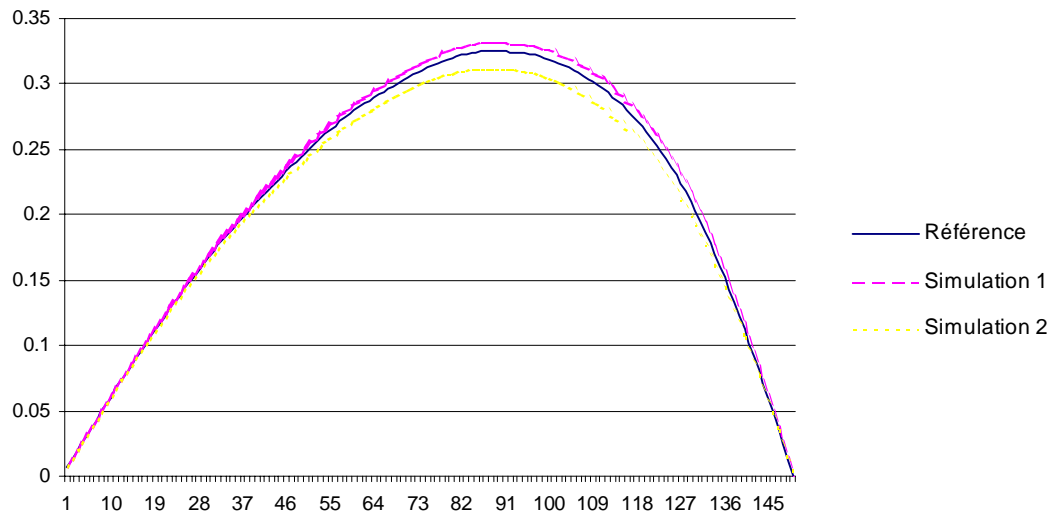
Comme nous l'avons constaté précédemment la variation du seuil de pauvreté contribue de façon prépondérante à l'évolution de la pauvreté (plus de 50% dans tous les cas). Toutefois, on remarquera que les variations de revenu moyen peuvent également influencer de manière significative les variations de l'indice P_0 (Simulation 2 Groupe 1).

Finalement, à l'aide de ce petit exercice nous sommes à même de montrer que les changements dans la distribution intra groupe, qui ne peuvent être pris en considération que par les exercices de micro simulation, exercent une influence potentiellement importante (Cf. simulation 2 Groupe 2) et dont le sens est indéterminé a priori (cf. simulation 1 Groupe 1 et 2). Par exemple, dans le cas de la simulation 2, le fait de ne pas prendre en compte les changements de distribution intra groupe conduit à surestimer de plus de 25% la réduction du taux de pauvreté dans le second groupe⁵.

En d'autres termes, ces résultats démontrent la pertinence des efforts engagés pour développer des exercices de modélisation incluant le maximum d'hétérogénéité individuelle, du moins en ce qui concerne l'analyse des questions de pauvreté.

Finalement nous utilisons les résultats de nos simulations pour étudier les variations en terme d'inégalité. Nous commençons par construire les courbes de Lorenz correspondant aux données initiales et aux résultats des différentes simulations. Visuellement les écarts semblent faibles mais les indices de Gini et de Theil qui sont présentés au tableau 8 donnent un tout autre éclairage.

Courbes de Lorenz



⁵ En outre, il faut se souvenir ici que nous avons supposé que les fonctions de consommation s'agrégeaient parfaitement. Sans cette hypothèse très forte les écarts seraient sans nul doute plus importants encore.

Tableau 8 : Coefficients de Gini

Échantillon	Référence	Simulation 1	Ecart sim 1	Simulation 2	Ecart sim 2
total	0,435	0,444	+2,00%	0,420	-3,54%
Groupe 1	0,374	0,379	+1,33%	0,368	-1,70%
Groupe 2	0,243	0,250	+2,70%	0,232	-4,64%
Groupe 3	0,142	0,147	+2,94%	0,136	-4,14%

Tableau 9 : Indice de Theil

Échantillon	Référence	Simulation 1	Écart sim1	Simulation 2	Écart sim 2
total	0,1312	0,1367	+4,19%	0,1218	-7,16%
Inter	0,0982	0,1027	+4,57%	0,0902	-8,10%
Intra total	0,0331	0,0341	+3,05%	0,0316	-4,35%
Intra groupe 1	0,0936	0,0962	+2,80%	0,0901	-3,72%
Intra groupe 2	0,0400	0,0422	+5,44%	0,0364	-9,18%
Intra groupe 3	0,0132	0,0140	+5,71%	0,0122	-8,15%

Trois constats immédiats s'imposent :

- 1) les variations de l'indice de Gini ne sont absolument pas négligeables puisqu'elles sont systématiquement supérieures à 1% et qu'elles peuvent même atteindre 4,6% (simulation 2 Groupe 2). De même les modifications du Theil paraissent significatives tant dans les dimensions intra que inter.
- 2) alors que nous avons pu constater que le taux de pauvreté diminuait systématiquement dans les deux simulations, il apparaît ici que les inégalités varient dans des sens opposés selon les cas. En réalité on peut même montrer qu'il y a dominance entre les courbes de Lorenz, c'est à dire qu'indépendamment de l'indicateur d'inégalité considéré, la première simulation (resp. la seconde) génère plus (resp. moins) d'inégalité⁶. Ce constat s'explique par le fait que le rendement du capital physique et du travail qualifié évoluent de manière antagoniste et opposées dans les deux simulations. L'aplatissement des fonctions de distribution correspondantes (cf. graphiques) fournit une illustration.
- 3) Enfin, l'analyse des résultats en terme d'inégalité intra groupe, montre que malgré une contribution relativement faible dans nos données archétypes, les variations dans la dimension intra peuvent être prépondérantes. C'est le cas en particulier pour les groupes 2 et 3 où l'écart en pourcentage est supérieur à l'écart estimé pour les inégalités totales.

Seul un modèle macro-économique prenant en compte l'hétérogénéité individuelle est à même de souligner l'incidence des politiques économiques dans ces dimensions. Là encore les micro simulations, même si elles peuvent paraître ardues à mettre en œuvre trouvent toute leur justification.

IV Conclusion

Cet article était consacré à l'analyse des questions de pauvreté et d'inégalité dans les modèles d'équilibre général. Trois approches ont été développées dans la littérature qui permettent d'appréhender tout ou partie de ces questions. Le cadre standard lorsqu'il est désagrégé de façon adéquate au niveau des ménages permet d'observer les variations relatives de revenu entre les ménages. Pour pouvoir estimer les variations des indicateurs de pauvreté, il est alors nécessaire de compléter cet exercice par une analyse des fonctions de distribution à partir de données d'enquête. En procédant ainsi, on néglige toutefois les changements dans la distribution intra groupe. En fait pour pouvoir prendre en compte entièrement l'hétérogénéité individuelle il est nécessaire d'intégrer l'information issue de l'enquête directement au sein du modèle. Ceci revient finalement à développer une micro simulation en équilibre général. Très peu de travaux de ce type ont encore été appliqués aux pays en développement, principalement à cause de l'apparente complexité de la procédure.

Les trois types de modèle qui ont été développés ici dans un cadre statistique coordonné représentant une économie archétype semi-industrialisée. Les résultats qui ont été détaillés dans la section II démontrent que l'influence des changements dans la distribution intra groupe sur l'évaluation de la pauvreté n'est ni négligeable ni prévisible a priori. En outre, les chocs envisagés exercent un effet substantiel sur les inégalités totales et plus encore sur celles qui s'expriment au sein de chaque groupe.

Ces constats militent pour la prise en compte des effets distributifs intra groupe et pour leur endogénéisation au sein même de l'exercice de modélisation. Seules les micro simulations en équilibre général permettent d'obtenir ce niveau de cohérence. En

⁶ Pour les analyses de dominance le lecteur peut se référer à Bishop, Formby et Thistle (1989) ou Davidson

conséquence, il apparaît que malgré les efforts que leur mise en œuvre requiert, tant d'un point de vue de l'analyse statistique que de la modélisation, les micro simulations sont des plus pertinentes pour analyser les questions de pauvreté et d'inégalité.

Les travaux de recherche à venir, en particulier ceux qui concernent les pays en développement, pourraient certainement s'orienter à profit dans cette direction. Ceci aurait par ailleurs pour intérêt de faire valoir une information statistique, tirée des EBC, dont on considère souvent qu'elle est sous utilisée.

Le développement d'exercices de micro simulation dynamiques pourrait également s'avérer être très prometteur pour étudier les phénomènes de persistance de la pauvreté et des inégalités qui constituent au regard de la littérature récente une des questions fondamentales en ce domaine.

Bibliographie

Adelman, I, S. Robinson (1979), *Income Distribution Policy: A Computable General Equilibrium Model of South Korea*, in Adelman, I, *The selected essays of Irma Adelman*. Volume 1. Dynamics and income distribution. Economists of the Twentieth Century Series. Aldershot, U.K., pp. 256-89.

Armington, P.S. (1969), “*A Theory of Demand for Products Distinguished by Place of Production*”, IMF Staff Paper n° 16, pp. 159-176.

Atkinson, A. B. (1987), “*On the Measurement of Poverty*”, Econometrica, vol. 55, n° 4, pp. 749-764.

Bergmann B., Eliasson G. & Orcutt G., (1980), « *Micro simulation models, methods and applications by the Industrial Institute for Economic and Social Research* », Almquist and Wiksell international, Stockholm.

Bishop J., Formby J. et Thistle P. (1989), « *Statistical inference, income distributions and social welfare.* », *Research on Economic Inequality* vol 1 pp 49-82.

Blackwood, D. L. and R. G. Lynch (1994), “*The Measurements of Inequality and Poverty: A Policy Maker’s Guide to the Literature*”, World Development, 22(4), pp. 567-578.

Blaizeau D. & Dubois JL (1989), « *Connaître les conditions de vie des ménages dans les pays en développement* », 3 volumes, Publié par le Ministère de la coopération et du développement.

Bordley, R. F., J. B. McDonald and A. Mantrala (1996), “*Something New, Something Old: Parametric Models for the Size Distribution of Income*”, Journal of Income Distribution, 6(1), pp. 97-102.

Bourguignon, F. and G. Fields (1997), “*Discontinuous Losses from Poverty, Generalized P_α measures, and optimal transfers to the poor*”, Journal of Public Economics, 63, pp. 155-175.

Bourguignon, F., Fournier, M. and Gurgand M. (1998), « *Distribution, development and education : taiwan, 1979-1992* », miméo

Bourguignon, F., Fournier, M. and Gurgand M. (1998), « *Labor incomes and labor supply in the course of taiwan’s development, 1979-1994* », miméo

Cogneau D. (1997), « *Le marché du travail, la pauvreté et les inégalités à Antananarivo : une microsimulation en équilibre général* », miméo

Cogneau D. and Robillard AS. (1999), « *Income Distribution, Poverty and Growth in Madagascar: Micro simulations in a General Equilibrium Framework* », miméo

Chia, N. -C., S. Wahba and J. Whalley (1994), “*Poverty-Reduction Targeting Programs: a General Equilibrium Approach*”, Journal of African Economies, 3(2), pp. 309-338.

Davidson R. et JY. Duclos (1998), « *Statistical Inference for Stochastic Dominance and for the Measurement of Poverty and Inequality.* », Cahiers de recherche du CREFA n°9805.

Deaton A. (1997) « *The analysis of household surveys. A microeconomic approach to development policy* » The John Hopkins University Press.

Decaluwé, B., A. Patry, L. Savard et E. Thorbecke (1999), « *Poverty Analysis Within a General Equilibrium Framework* » Cahier de recherche 99-06, CRÉFA, Université Laval.

Decaluwé, B., M. –C. Martin and M. Soussi (1995), École PARADI de Modélisation des Politiques Économiques de Développement, 3^{ième} Édition, Université Laval. Québec.

De Janvry, A., E. Sadoulet and A. Fargeix (1991), *Adjustment and Equity in Ecuador* OECD Development Center, Paris.

Dervis, K, J. DeMelo and S. Robinson (1982), *General Equilibrium Models for Development Policy*, Cambridge University Press, London, pp. 1-526.

Duclos JY., A. Arrar et Carl Fortin (1999), « *DAD : a software for distributional analysis* », MIMAP Project, International Development Research centre, Government of Canada.

Fortin, B., N. Marceau and L. Savard (1997), “*Taxation, wage controls and the informal sector*”, Journal of Public Economics, 66, pp. 293-312.

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

Grootaert C. & Cheung KF, (1985), « *Household Expenditure Surveys. Some Methodological Issues* », LSMS Working Paper n°22.

Gunning, W.J., (1983), “ *Income Distribution and Growth: A Simulation Model for Kenya* ”, dans D.G. Greene (principal author), Kenya: Growth and Structural Change, 2 vols., Washington, DC: World Bank, pp. 487-621.

Harding A., (1993), « *Lifetime Income distribution and redistribution. Application of a Microsimulation model* », North Holland 408p.

Huppie, M. and M. Ravallion (1991), “*The Sectoral Structure of Poverty During an Adjustment Period: Evidence for Indonesia in the Mid-1980’s*”, World Development 19(12).

Johnsons, N. L. and S. Kotz (1970), *Continuous Univariate Distribution*, Vol. II, Wiley, New York.

Morrisson, C. (1991), *Adjustment and Equity in Morocco* OECD Development Center, Paris.

Nations Unies (1986), « *Manuel des méthodes d'enquêtes sur les ménages* », Études méthodologiques série F n° 31.

Orcutt G. (1957), « *A new type of socio-economic system* », Review of Economics and statistics, 58, pp 773-797.

Orcutt G., Greenberg M., Korbel J. & Rivlin A. (1961), « *Microanalysis of socioeconomic systems : A simulation study* », Urban Institute Press, Washington.

Ravallion, M. (1994), *Poverty Comparisons*, Harwood Academic Publisher.

Ravallion, M. and S. Chen (1997), “*What Can New Survey Data Tell Us About Recent Changes in Distribution and Poverty?*”, World Bank Economic Review, 11.

Shoven, J.-B. and J. Whalley (1984), “*Applied General Equilibrium Models of Taxation and International trade: An Introduction and Survey*”, Journal of Economic Literature, 22, pp. 1007-1051.

Shoven, J.-B. and J. Whalley (1972), “*A General Equilibrium Calculation of the Effects of Differential Taxation of Income from Capital in the U.S.*”, Journal of Public Economics, 1, pp. 281-322.

Thorbecke, E. (1991), *Adjustment and Equity in Indonesia*, OECD Development Center, Paris.

Thorbecke, E. and D. Stifel (1998), “*Comparative Statics and Growth with a Dual-Dual Model*”, Department of Economics, Cornell University.

ANNEXE : Matrice de comptabilité sociale agrégée

											DOMESTIQUES				EXPORTATIONS			18	19
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17		
1.Travail							5760	7560	8580	6960									28860
2.Capital							1440	11340	5720										18500
3. Ménages	28860	11100		1900	140														42000
5. Entreprises		6475																	6475
5a. Gouvernement			1230	1295							152.34	3244.22	675		90				10549.46
5b État commerce extérieur											37.9	3825							
6. RDM		925		370							379	15300	2700						19674
7. Agriculture.											7200				1800				9000
8. Industrie												46240				8160			54400
9. Services													19800				2200		22000
10. S.N.M.													8700						8700
11. Agriculture			4881				160	697.19	177.15	118.35								1735.55	7769.24
12. Industrie			15073				1504	29616.81	5459.45	1336.05								15619.91	68609.22
13.Services			15504				136	5186	2063.40	285.60									23175
14. S.N.M.					8700														8700
15. Agriculture						1890													1890
16. Industrie						8160													8160
17. Services						2200													2200
18. Accumulation			5312	2910	1709.46	7424													17355.46
19. Total	28860	18500	42000	6475	10549.46	19674	9000	54400	22000	8700	7769.24	68609.22	23175	8700	1890	8160	2200	17355.46	