



Document de travail de la série

Etudes et Documents

E 2005.18

**L'IMPACT DISTRIBUTIF DES POLITIQUES AGRICOLES
DES PAYS DEVELOPPES AU BRESIL :
UNE ANALYSE NON-PARAMETRIQUE**

Sylvain CHABE-FERRET¹

CERDI, Université d'Auvergne Clermont-Ferrand I
CIRAD

mai 2005
21 p

¹ Doctorant au Centre d'Études et de Recherches sur le Développement International (CERDI) et au Centre International de coopération en Recherche Agronomique pour le Développement (CIRAD). Courriel : sylvain.chabe-ferret@u-clermont1.fr. Adresse : CERDI, 65 Boulevard F. Mitterrand, Boite Postale 320, 63009 Clermont-Ferrand CEDEX 1. Tel : 33 (0)4 73 17 74 22. Fax : 33 (0)4 73 17 74 28. Je remercie pour leurs conseils et encouragements Catherine Araujo-Bonjean, Jean-Marc Boussard, Tancrede Voituriez, Mourad Ayouz, Jean-Louis Arcand, Sylvie Lambert, Pramila Krishnan, Anne-Sophie Robillard, Alain de Janvry, Elisabeth Sadoulet, Paul Gyselinck, Jean-Charles Hourcade et tous les participants aux séminaires de doctorants de l'EUDN à Bonn, du CIRAD à Nogent et du CERDI, et aux journées de l'AFSE organisées à Clermont-Ferrand. Je suis évidemment responsable de toutes les imperfections que leurs commentaires n'ont pu retirer à ce travail.

Résumé

Nous analysons les conséquences d'un retrait des politiques agricoles des pays développés sur la distribution des revenus au Brésil. Les prédictions des variations des prix des biens échangeables consécutives au retrait de ces politiques sont issues des modèles d'équilibre général calculable mondiaux appliqués à la question. Nous modélisons l'impact distributif de ces variations de prix sur un échantillon de ménages représentatif de 60% de la population brésilienne. Nous mesurons l'impact sur le bien-être des ménages des variations de prix par une approximation au premier ordre de la variation de revenu nécessaire pour restaurer l'utilité de chaque ménage à son niveau initial. Nous démontrons par ailleurs que cette approche, due à Deaton (1989), est valable dans le cas de ménages faisant face à des marchés manquants. Nous montrons que la hausse des prix consécutive au retrait des politiques agricole des pays développés aurait à court terme un impact défavorable aux plus pauvres, notamment urbains, et que les ménages ruraux les plus aisés en seraient les principaux bénéficiaires.

Mots clefs : politiques agricoles, modèles de ménages, non séparabilité, distribution des revenus, variation compensatoire, variation de prix, non paramétrique, Brésil.

1 Introduction

Les politiques agricoles des pays développés sont fréquemment accusées de diminuer les perspectives de développement des pays les plus pauvres, en maintenant artificiellement une offre excédentaire sur les marchés des matières premières agricoles, induisant une baisse du niveau des prix. Une analyse simple utilisant la théorie des surplus montre pourtant que cette baisse des prix n'est pas défavorable à tous les pays : elle profite aux importateurs nets de biens agricoles. Ce résultat est quantifié par les modèles numériques appliqués à la question. Ils mesurent des gains de bien-être importants au retrait des politiques agricoles des pays développés pour les pays exportateurs nets, mais des gains faibles, voire des pertes, pour les pays d'Afrique subsaharienne et du Moyen Orient.

Le problème de ces résultats agrégés est qu'ils masquent l'hétérogénéité des situations individuelles dans chacun des pays concernés. Ils ne permettent notamment pas (ou uniquement grâce à des hypothèses héroïques sur la représentativité des ménages modélisés) d'inférer les impacts distributifs des réformes envisagées au niveau individuel (qui est le niveau pertinent pour prononcer un jugement éthique sur une politique). Les forts gains prédits pour les pays exportateurs de biens agricoles sont-ils distribués de manière égale dans la population ? C'est cette question que ce travail souhaite en partie résoudre, en exploitant des enquêtes de ménage permettant une désagrégation précise des résultats, et en utilisant des techniques non paramétriques, permettant une exploration « souple » des données, mais aussi une quantification de l'incertitude associée aux estimations d'impact distributif.

Nous étudions l'impact distributif au Brésil des variations de prix internationaux des biens agricoles échangeables consécutives au retrait des politiques agricoles des pays développés. Ces variations des prix internationaux sont inférées des résultats des simulations des modèles mondiaux d'équilibre général appliqués à la question. Partant des ces prédictions, nous développons un cadre théorique basé sur Deaton (1989) permettant de calculer une approximation au premier ordre de la variation compensatoire à partir de données observables dans une enquête budget/consommation classique. Nous montrons que même pour un ménage non séparable (Strauss, 1986)², la variation compensatoire de revenu suite à une variation du prix d'un bien est proportionnelle au surplus commercialisé de ce bien. Nous empruntons enfin à Deaton la représentation non-paramétrique des résultats et de l'incertitude qui leur est associée. Nous représentons le profil distributif de la réforme (suppression des politiques agricoles des pays développés), c'est-à-dire l'impact moyen sur le bien-être des ménages (mesuré par la variation compensatoire de revenu) à chaque niveau de bien-être initial (mesuré par la dépense par tête). Le profil distributif de la réforme est représenté par le résultat d'une régression non paramétrique de la variation compensatoire de revenu sur le niveau de dépense par tête initial.

Appliqué aux données de la « Pesquisa Padrões de Vida » (PPV), enquête réalisée en 1996/97 et représentative de 65 % des ménages brésiliens, ces techniques permettent d'évaluer que le retrait des politiques agricoles des pays développés serait au Brésil défavorable aux plus pauvres, notamment dans les régions urbaines. L'impact distributif dans les régions rurales est estimé de manière moins précise, mais reste défavorable. Le statut d'acheteur net des ménages les plus pauvres, ainsi que la part prépondérante des achats de

²Nous employons le terme le plus répandu de « séparabilité » pour désigner le comportement d'un ménage face à une imperfection de marché, bien que nous soyons conscients des maintes autres acceptions du terme dans la théorie et la pratique économique. Lambert *et al.* (1999) plaident pour l'utilisation du terme « récursivité » pour qualifier ce phénomène spécifique aux ménages agricoles, mais la profession des économistes agricoles du développement semble avoir définitivement opté pour le premier terme.

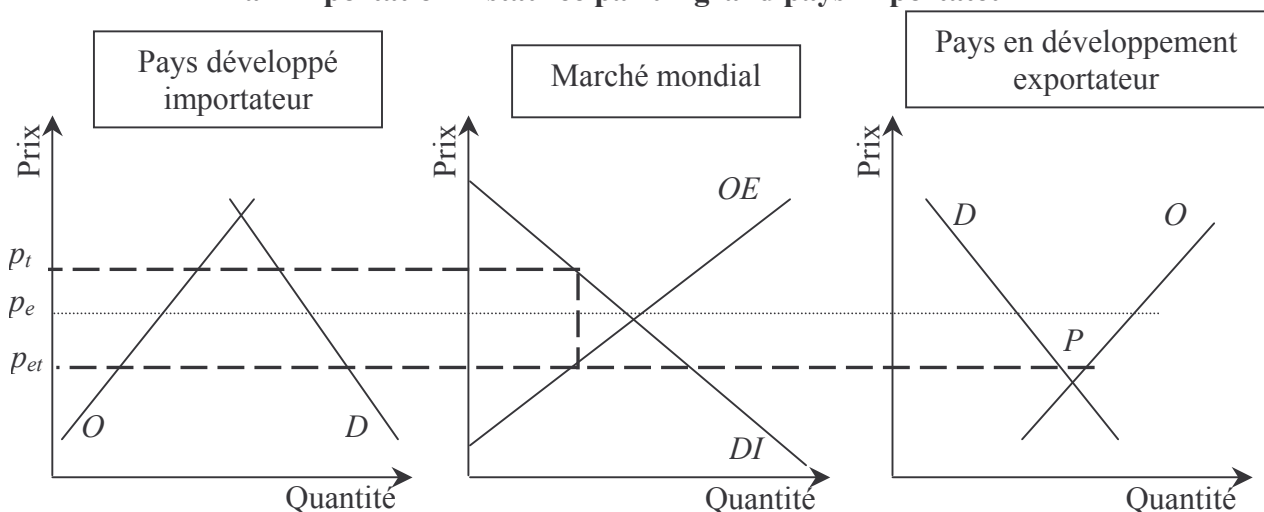
nourriture dans leur budget total, implique qu'ils souffriraient le plus à court terme d'une hausse des prix des biens agricoles échangeables.

Le papier est structuré comme suit : dans une première partie, nous présentons succinctement les politiques agricoles des pays développés, leur impact attendu sur les prix internationaux ainsi que les prédictions sur l'ampleur de ces variations de prix que font les modèles d'équilibre général calculable (MEGC) mondiaux. Dans une seconde partie, nous présentons la méthodologie utilisée pour estimer l'impact distributif de ces variations de prix. Nous présentons ensuite les données brésiliennes sur laquelle nous appliquons la méthode, puis les résultats des estimations du profil distributif du retrait des politiques agricoles des pays développés au Brésil.

2 Un aperçu des politiques agricoles des pays développés et de leurs conséquences sur les niveaux des prix mondiaux

Les politiques agricoles des pays développés sont très critiquées pour leur impact supposé à la baisse sur le niveau des prix internationaux, et pour les conséquences néfastes de ces prix faibles sur les pays en développement et la pauvreté (OXFAM, 2002, 2003, Stern, 2002). Les pays de l'Organisation de Coopération et de Développement Economique (OCDE) sont les principaux utilisateurs de politiques agricoles³. Les dépenses annuelles des pays de l'OCDE en faveur de leur agriculture⁴ ont atteint une moyenne de 300 milliards de dollars US (MM\$) sur la période 1999/2001 (OCDE, 2002). Les principaux contributeurs à ce résultat sont l'Union Européenne (UE) et les Etats-Unis (EU) avec environ 100 MM\$ annuels et le Japon et la Corée, dépensant conjointement environ 80 MM\$ chaque année. Les instruments les plus utilisés sont les taxes à l'importation (64 % des dépenses totales), les soutiens directs à la production, dont le montant peut dépendre de la production courante ou de la production passée (30 % des dépenses totales) et les subventions à l'exportation (6 % des dépenses totales). La conséquence de ces mesures de politique agricole sur les cours mondiaux dans une analyse statique en équilibre partiel est systématiquement un effet à la baisse. La figure 1 illustre l'impact d'une taxe à l'importation instaurée par un pays développé importateur (et représentant une part suffisamment importante de la demande mondiale) sur le cours mondial.

Figure 1 : Impact sur le prix mondial et le bien-être dans un pays exportateur d'une taxe à l'importation instaurée par un grand pays importateur



³Même si les pays en développement (PED) sont aussi responsables de certaines distorsions (Hoekman *et al.*, 2002).

⁴Par l'intermédiaire de dépenses budgétaires directes ou de hausses des prix à la consommation, telles que mesurées par l'estimation du soutien total calculé par l'OCDE.

Sans aucune intervention, le prix mondial est de p_e . La mise en place d'une taxe à l'importation par un grand pays importateur augmente le prix intérieur à p_t . Cela décourage la demande intérieure D , et encourage la production domestique O . En conséquence, la demande internationale DI diminue. Le prix international se fixe à un prix p_{et} inférieur à p_e pour égaliser l'offre et la demande mondiales : cela se traduit par une perte P de bien-être agrégé dans un petit pays exportateur (et par un gain de bien-être dans un pays importateur).

Cette analyse standard est confirmée en équilibre général, et les résultats obtenus par les MEGC permettent de quantifier l'ampleur des variations de prix attendues suite à l'élimination des politiques agricoles des pays développés. Cette quantification est bien entendu insatisfaisante d'un point de vue statistique, car basée sur une utilisation assez limitée des données disponibles liant intensité des politiques agricoles des pays développés et niveau des cours mondiaux. La calibration des paramètres des modèles dans le but de reproduire une situation type, ainsi que le choix de formes fonctionnelles restrictives empêchent en effet d'interpréter les résultats de ces modèles comme l'identification d'un paramètre causal au sens économique (Hansen *et al.*, 1996, Heckman, 2000)⁵. Malgré tout, ces exercices de simulation permettent d'obtenir une estimation plausible de l'ampleur des variations de prix attendues suite à l'élimination des politiques agricoles des pays développés.

Le tableau 1 présente deux résultats de simulations utilisant deux MEGC différents : les conséquences de l'élimination de l'ensemble des politiques agricoles dans le monde⁶ une fois l'Accord sur l'Agriculture de l'Uruguay Round (AAUR) complètement mis en place évaluées par le modèle Linkage (Beghin *et al.*, 2002), et les conséquences du retrait des politiques agricoles des pays développés évaluées grâce au modèle GTAP (OECD, 2002). Aucune mesure d'incertitude n'étant fournie suite aux simulations utilisant des MEGC, nous utiliserons ces deux prédictions pour tester l'ampleur de la variation des impacts distributifs que nous allons calculer. La prédiction de Beghin *et al.* (2002) constituera le scénario « haut » (avec l'ampleur de la variation de prix prédite la plus élevée) alors que la prédiction de OECD (2002) constituera le scénario « bas ».

Tableau 1 : Variations des prix mondiaux (en %) de divers produits agricoles prédites par deux MEGC

| Référence | Modèle utilisé | Scénario | Blé | Riz | Autres céréales | Oléagineux | Sucre | Produits laitiers | Viande bovine |
|-----------------------------|----------------|---|------|-----|-----------------|------------|-------|-------------------|---------------|
| Beghin <i>et al.</i> (2002) | Linkage | Retrait complet de l'ensemble des politiques agricoles après mise en application complète de l'AAUR | 12,0 | 5,5 | 14,5 | 8,1 | 9 | 2,4 | 10,4 |
| OCDE (2002) | GTAP | Retrait complet des politiques agricoles des pays développés après mise en application complète de l'AAUR | 4,5 | 0,7 | 3,3 | 1,1 | - | 1,3 | 1,3 |

Une première analyse des résultats de ces simulations montre bien que les politiques agricoles des pays développés semblent avoir actuellement un effet à la baisse sur les prix

⁵Les travaux de Shepherd (2004), Traoré (2005) et Ashraf *et al.* (2004) semblent utiliser plus pertinemment la richesse de l'information passée sur les liens entre politiques agricoles et niveau des prix. On notera malgré tout la difficulté d'obtenir une variabilité suffisante des niveaux de politique et de prix, et les limites d'une approche a-théorique du type vecteurs auto-régressifs (VAR) (Hansen *et al.*, 1996).

⁶Parmi lesquelles les politiques des pays développés ont une place prépondérante.

mondiaux des principaux biens agricoles produits dans les pays développés. La question que tente de résoudre ce travail est celle de la distribution de l'impact de ces variations de prix dans un pays en développement pour lequel les MEGC prédisent un gain agrégé : le Brésil est un pays exportateur net de biens agricoles. Les gains des producteurs seront supérieurs aux pertes des consommateurs, et le bien-être agrégé s'accroîtra au Brésil suite à l'élimination des politiques agricoles des pays développés. Nous cherchons à évaluer comment ces gains seront distribués, et notamment s'ils favoriseront les brésiliens les plus pauvres.

3 Méthodologie d'évaluation de l'impact distributif d'une variation de prix

Notre objectif est d'évaluer l'impact sur le bien-être de chaque ménage d'une variation de prix de certains biens agricoles échangeables. Une hausse des prix peut affecter le bien-être d'un ménage par quatre canaux :

- la hausse du coût de la consommation,
- la hausse du niveau des profits agricoles, s'il est producteur du bien, ou la hausse des coûts de production si le bien est utilisé comme intrant (maïs dans la production bovine par exemple),
- une variation des rémunérations (salaire ou coût de la terre ou du capital) des facteurs détenus par le ménage,
- une variation du prix des biens non échangeables substitués ou compléments à la consommation ou à la production des biens échangeables dont le prix a varié.

Nous développons ici une approximation au premier ordre des conséquences d'une hausse des prix sur le bien-être passant par les deux premiers canaux. Nous ne prenons pas en compte les ajustements d'équilibre partiel ou général qui auront lieu après que les ménages auront ajusté leurs niveaux de consommation et de production aux variations de prix. Nous estimons donc un impact de court terme, « instantané ».

Nous utilisons comme mesure de la variation de bien-être l'opposé de la variation compensatoire de revenu (CV) introduite par Hicks : c'est le niveau de revenu exogène qui doit être transféré au ménage après que les prix ont varié pour restaurer son utilité à son niveau initial. Une définition formelle de CV est présentée dans l'encadré 1 (équation (A.11)). L'opposé de CV nous permet d'affecter une valeur positive à la variation de bien-être mesurée en équivalent monétaire lorsque le ménage voit son bien-être augmenter suite à la variation de prix. Nous dérivons par ailleurs dans l'encadré 1 une approximation au premier ordre de cette variation compensatoire (en proportion du revenu total Y) pour le cas d'un ménage faisant face à des marchés manquants et payant une partie de ses facteurs en nature (équation (1)) :

$$-\frac{CV(p_0^E, p_1^E, T, b, z)}{Y} \approx \sum_{i \in E} RBN_i \frac{\Delta p_i}{p_{0,i}} \quad (1)$$

Avec E l'ensemble des biens que le ménage peut échanger, Δp_i le vecteur de variation des prix, p_0^E le vecteur des prix initiaux, $p_{0,i}$ le prix initial du bien i , p_1^E le vecteur des prix finaux et RBN_i le Ratio de Bénéfice Net du produit i , une notion introduite par Deaton (1989) et mesurant (en proportion de la dépense totale Y) la variation de revenu (dCV/Y) compensant une variation infinitésimale du prix du bien i (dp_i/p_i) :

$$\forall i \in E, RBN_i \equiv -\frac{p_i}{Y} \frac{\partial CV}{\partial p_i} = \frac{\left(x_i + \sum_{j \in PN} v_{ij} x_j + T_i - q_i \right) p_i}{Y} \quad (2)$$

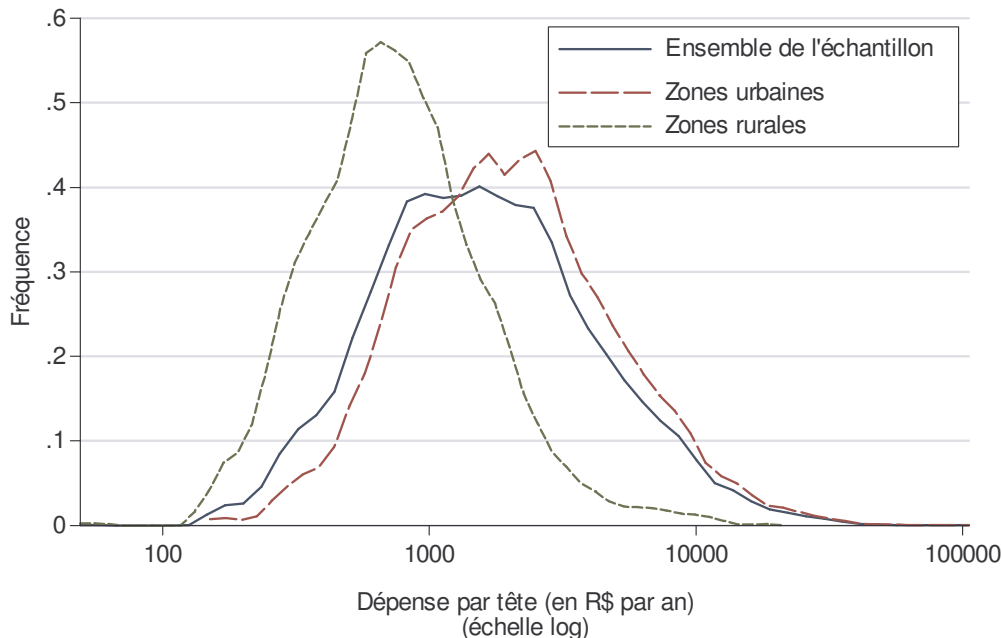
Le *RBN* est proportionnel au niveau du surplus commercialisé du bien *i* évalué au niveau initial des prix : x_i est l'offre nette de bien par la partie productive du ménage, q_i est la consommation de bien *i*, T_i est le niveau de stock détenu par le ménage, $v_{ij}x_j$ est la quantité de bien *i* utilisée pour payer en nature pour l'utilisation de facteur *j* (*PN* est l'ensemble des biens payés en nature, x_j est l'offre nette de facteur *j* (négative si le produit est un intrant) et v_{ij} est le nombre d'unités de bien *i* nécessaires pour payer une unité de bien *j*). Un ménage ayant un niveau de production et de stock supérieur aux achats en nature et à la consommation gagnera à la variation du prix du bien *i* ($RBN_i > 0$).

Une fois l'approximation de la variation compensatoire individuelle obtenue, une manière simple d'obtenir le profil distributif de la réforme est d'estimer la fonction d'espérance conditionnelle $E(-CV/Y|pce) = m(pce)$, où *pce* est la dépense par tête initiale des ménages. On estime ainsi à chaque niveau de dépense par tête l'équivalent monétaire moyen de la variation d'utilité correspondant à la variation des prix due au retrait des politiques agricoles des pays développés. L'encadré 2 présente les techniques de régression non-paramétriques utilisées pour estimer $E(-CV/Y|pce)$.

4 Présentation des données

Les calculs des différents *RBN* et des *CV* correspondant aux deux scénarii du tableau 1 sont réalisés sur les données de l'enquête « Pesquisa Padroes de Vida » conduite en 1996/97 par l'Institut Brésilien de Géographie et de Statistique (IBGE, 1997) sur le modèle des « Living Standard Measurement Study » (LSMS) de la Banque Mondiale⁷.

Graphique 1 : Distribution de la dépense par tête dans l'échantillon



Source: calculs de l'auteur basés sur les données PPV.
Kernel d'Epanechnikov, largeur de bande=0.1

⁷Les données de l'enquête sont accessibles sur le site LSMS de la Banque Mondiale <http://www.worldbank.org/lsm/guide/select.html>

Cette enquête n'est pas représentative de l'ensemble du Brésil, mais de 65 % de la proposition brésilienne, et couvre les principales régions du Brésil le Sudeste et le Nordeste. Malgré sa représentativité partielle, cette enquête a l'avantage de disposer de données précises sur la production agricole et la consommation alimentaire des ménages.

Tableau 2 : Statistiques descriptives

| | Ensemble de l'échantillon | Zone | | Région | |
|------------------------------------|---------------------------|----------------|----------------|----------------|----------------|
| | | Urbaine | Rurale | Nordeste | Sudeste |
| Proportion de ménages | 1,00 | 0,81 | 0,19 | 0,37 | 0,63 |
| Proportion de ménages agricoles | 0,14 | 0,04 | 0,57 | 0,28 | 0,06 |
| Dépenses par tête annuelle | 3316 (160) | 3798 (197) | 1294 (92) | 1884 (104) | 4142 (245) |
| Proportion de ménages produisant | | | | | |
| Du maïs et du riz | 0,06 (0,01) | 0,01 (0,00) | 0,27 (0,04) | 0,13 (0,02) | 0,02 (0,00) |
| Du lait | 0,02 (0,00) | 0,01 (0,00) | 0,06 (0,01) | 0,02 (0,01) | 0,01 (0,00) |
| De la viande bovine | 0,06 (0,01) | 0,02 (0,00) | 0,26 (0,03) | 0,12 (0,01) | 0,03 (0,01) |
| Valeur des ventes nettes annuelles | | | | | |
| Maïs et riz | 40 (10) | 6 (2) | 180 (52) | 73 (22) | 20 (10) |
| Lait | 50 (12) | 21 (10) | 169 (45) | 54 (21) | 47 (14) |
| Produits laitiers | 5 (2) | 0 (0) | 24 (12) | 1 (1) | 7 (4) |
| Viande bovine | 36 (17) | 6 (17) | 162 (54) | 62 (28) | 21 (21) |
| Valeur de la consommation annuelle | | | | | |
| Maïs et riz | 122 (4) | 114 (3) | 159 (14) | 128 (8) | 119 (4) |
| Lait | 208 (5) | 207 (5) | 214 (16) | 180 (8) | 224 (6) |
| Produits laitiers | 84 (4) | 96 (4) | 39 (4) | 69 (5) | 94 (5) |
| Viande bovine | 289 (6) | 301 (7) | 239 (14) | 287 (9) | 291 (9) |
| Sucre | 71 (1) | 68 (1) | 79 (3) | 69 (2) | 71 (2) |

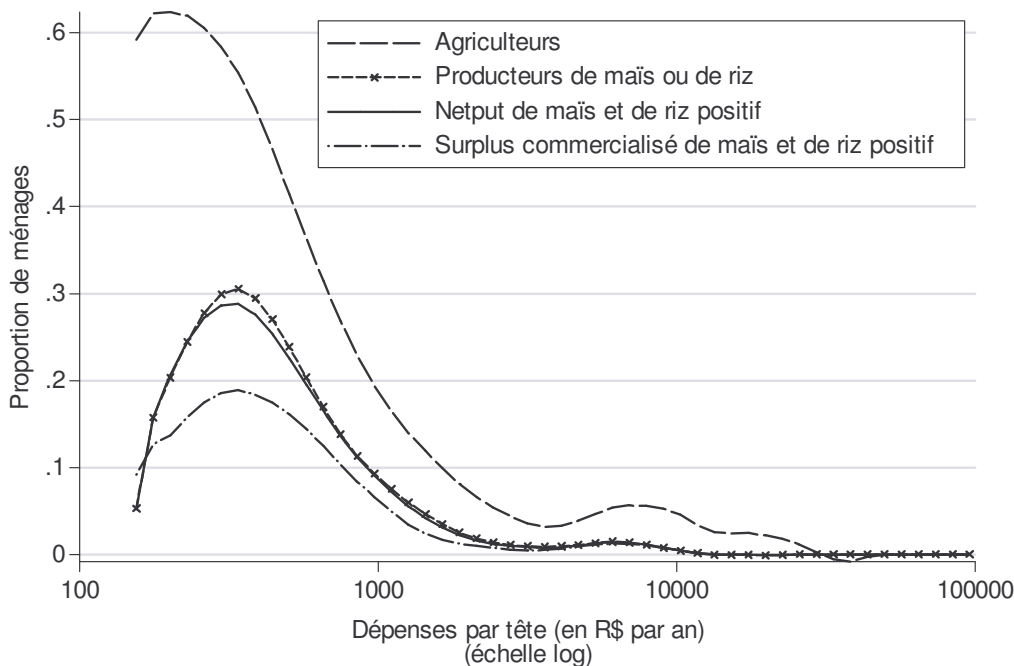
Source: calculs de l'auteur basés sur le PPV. Les valeurs monétaires sont exprimées en R\$/an. Les écarts-types sont entre parenthèses. La valeur moyenne de la production est calculée pour tous les ménages, qu'ils soient producteurs ou non. Les prix sont les valeurs unitaires des quantités achetées. La production bovine sur pied est convertie en équivalent viande (100 kg par tête).

Le tableau 2 recense quelques statistiques descriptives de l'échantillon. Il apparaît que le Nordeste est la zone la plus agricole, mais aussi la plus pauvre⁸. La forte proportion d'habitants de zones rurales parmi les plus pauvres est confirmée par le graphique 1 : la

⁸Le niveau de bien-être est estimé par le niveau de dépense par tête du ménage, calculé selon la méthodologie proposée par Deaton *et al.*, (1999). Les économies d'échelle potentielles à l'intérieur du ménage ne sont pas prises en compte. Il a aussi été impossible de construire des indices de prix, les prix des biens non alimentaires n'étant pas reportés dans l'enquête. Les dépenses reportées sont donc nominales évaluées en reais (R\$).

densité de la distribution des ménages est plus élevée au bas de la distribution des revenus dans les zones rurales. Le graphique 2 illustre bien la prépondérance de la pauvreté parmi les ménages agricoles : près de 60 % des ménages les plus pauvres sont des agriculteurs. On voit par ailleurs sur ce graphique, à travers l'exemple de la production de maïs et de riz, que 30 % des ménages ayant un niveau de dépense par tête annuelle de l'ordre de 200 reais (R\$) par tête sont producteurs de maïs ou de riz, mais que seulement 20 % d'entre eux ont un surplus commercialisé positif pour ces deux biens. C'est donc une minorité des ménages pauvres qui sera avantagée par une hausse du prix du maïs et du riz. La différence entre la probabilité de produire du maïs et du riz et celle d'avoir un netput positif est due à l'ensemble des ménages qui utilisent dans leur activité de production (pour nourrir les animaux par exemple) plus de maïs qu'ils n'en produisent.

Graphique 2 : Proportion d'agriculteurs, de producteurs de maïs ou de riz et de vendeurs nets de maïs et de riz par niveau de dépense par tête



Source : Calculs de l'auteur basés sur le PPV, kernel d'Epanechnikov, largeur de bande=1

Le tableau 2 montre par ailleurs que le maïs et le riz⁹ sont des biens inférieurs, voire des biens de Giffen : la valeur des dépenses annuelles pour ce poste est plus élevée dans les zones les plus pauvres. En revanche, les autres postes de consommation alimentaire considérés sont des biens normaux : leur dépense augmente avec le niveau de revenu moyen. La valeur des ventes annuelles nettes est rarement supérieure à la consommation totale, ce qui laisse présager que les *RBN* des produits considérés ont de fortes chances d'être négatifs.

Il faut enfin noter qu'il n'y a dans l'échantillon aucun ménage ne produisant du soja. La production de cette culture est en effet surtout concentrée dans le Sud et l'Ouest du Brésil, zones qui n'ont pas été couvertes par l'enquête PPV. Par ailleurs, la production de canne à sucre, de coton et de riz est très peu présente dans l'échantillon, puisqu'elle est concentrée dans des zones non couvertes par l'enquête et surtout le fait de ménages peu nombreux et très aisés.

⁹Nous ne pouvons séparer dans le questionnaire la consommation de maïs de celle de riz. C'est pourquoi ces deux produits sont agrégés dans l'analyse.

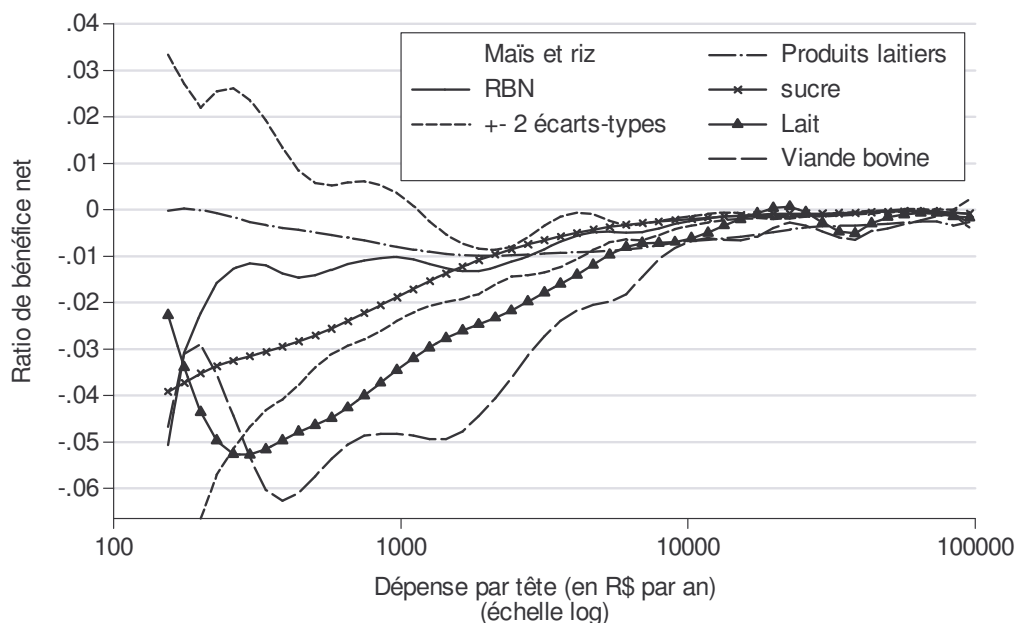
5 Résultats : l'impact distributif du retrait des politiques agricoles des pays développés au Brésil

Nous présentons tout d'abord les RBN de chaque produit considéré. Ces derniers permettent de se faire une idée précise de l'impact distributif d'une hausse du prix de chaque bien. Nous présentons ensuite l'estimation de la distribution le long du profil de revenu de la CV associée à la variation de prix due au retrait des politiques agricoles des pays développés.

5.1 Impacts distributifs d'une variation du prix de chaque produit

Nous étudions l'impact d'une variation du prix des principaux biens agricoles échangeables produits ou consommés par les ménages (maïs, riz, viande bovine, lait, sucre), et présentons le profil distributif associé à chacun de ces produits.

Graphique 3 : Distribution des ratios de bénéfice net de divers biens agricoles dans l'ensemble de l'échantillon



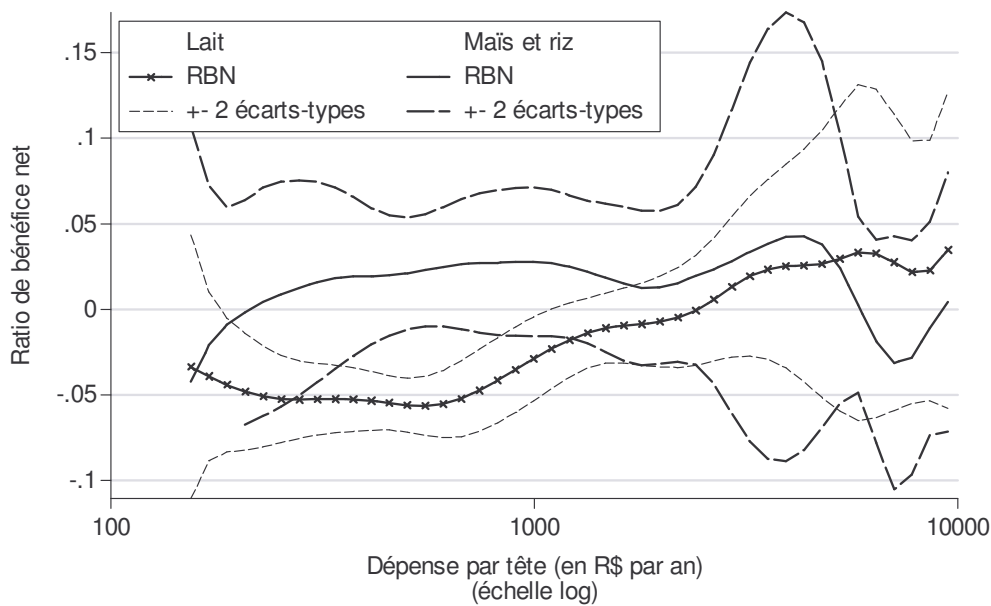
Source: calculs de l'auteur basés sur les données PPV. Kernel d'Epanechnikov, largeur de bande=1. Intervalles de confiance bootstrappés prenant en compte la structure de l'échantillon, présentés uniquement pour le maïs et le riz, la précision étant la plus faible pour ce produit.

Dans l'ensemble de l'échantillon, le graphique 3 montre bien qu'une hausse du prix des biens alimentaires serait défavorable aux plus pauvres. L'incertitude est surtout élevée pour l'impact d'une hausse du prix du maïs et du riz, pour lesquels les écarts-types bootstrappés sont reportés. Les autres produits ont un profil distributif plus précis. Les produits ayant un impact distributif le plus défavorable aux plus pauvres sont la viande bovine et le lait. Par exemple, une hausse de 10 % du prix de la viande bovine se traduirait par une variation compensatoire égale à 0,6 % de la dépense totale initiale pour les ménages dépensant environ 300 R\$ par tête. Une hausse du prix du maïs aurait des effets moins importants sur le bien-être des ménages les plus pauvres, parce qu'un certain nombre d'entre eux produisent ce bien. A 300 R\$ par an de dépense par tête, l'impact moyen estimé d'une hausse de 10 % du prix du maïs et du riz est d'environ 0,1 % de la dépense totale. Cette valeur n'est pas significativement différente de zéro, les écarts-types d'estimation étant très larges.

En zone rurale, le graphique 4 montre bien qu'en dehors des plus pauvres, les ménages ruraux dépensant plus de 200 R\$ par tête verraient en moyenne leur bien-être augmenter suite à une hausse du prix du maïs et du riz. Cet impact positif n'est néanmoins pas mesuré

précisément : il n'est jamais significativement différent de zéro. Le profil distributif d'une hausse du prix du lait ou de la viande bovine¹⁰ est par contre nettement plus défavorable au plus pauvres : une hausse de 10 % du prix du lait diminuerait le bien-être des plus pauvres de 0,5 % (*i.e.* impliquerait de leur verser une compensation d'un montant égal à 0,5 % de leur dépense annuelle totale pour maintenir constant leur niveau d'utilité), alors qu'elle aurait un impact positif sur les plus riches (bien que mesurée de manière imprécise, la courbe $E(RBN_{lait}|pce)$ est clairement croissante et positive pour des niveaux de dépense par tête supérieurs à 1500 R\$ par an). Les producteurs de lait et de viande bovine sont en effet situés dans le haut de la distribution des revenus.

Graphique 4 : Distribution des ratios de bénéfice nets du lait et du maïs et du riz dans les zones rurales



Source: calculs de l'auteur basés sur les données PPV. Kernel d'Epanechnikov, largeur de bande=1. Intervalles de confiance bootstrappés prenant en compte la structure de l'échantillon. Les résultats pour les dépenses par tête supérieures à 10000 R\$ ne sont pas reportés à cause d'intervalles de confiance trop larges en zone rurale.

5.2 Impact distributif de la variation des prix des biens agricoles due au retrait des politiques agricoles des pays développés

Pour estimer l'impact du retrait des politiques agricoles des pays développés sur les pays en développement, nous adaptons les résultats des simulations des MEGC présentés dans le tableau 1 aux biens consommés ou produits par les ménages de l'enquête. Les scénarii simulés pour lesquels nous appliquerons la formule (1) sont présentés dans le tableau 3.

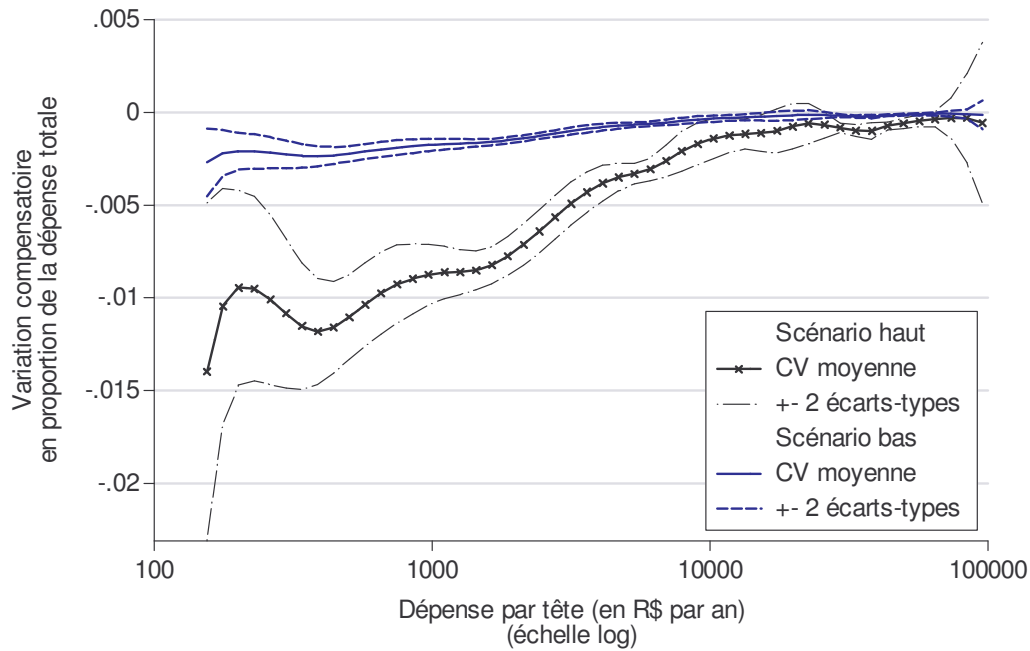
Tableau 3 : Scénarii de variation des prix agricoles appliqués aux données PPV

| Nom du scénario | Basé sur | Maïs et riz | Sucre | Lait et produits laitiers | Viande Bovine |
|-------------------|-------------------------------|-------------|-------|---------------------------|---------------|
| 1 : scénario haut | Beghin <i>et al.</i> , (2002) | 10,0 | 9,0 | 2,4 | 10,4 |
| 2 : scénario bas | OECD (2002) | 2,0 | 2,0 | 1,3 | 1,3 |

¹⁰Le graphique 4 ne présente que les résultats pour le lait, mais ils sont très proches de ceux obtenus pour la viande bovine.

Les principales variations de prix sont celles du maïs et du riz et de la viande bovine. Le profil distributif des deux scénarii sur l'ensemble de l'échantillon est présenté dans le graphique 5 : il apparaît clairement, et de manière significative, que le retrait des politiques agricoles des pays développés aurait dans l'échantillon un impact défavorable aux plus pauvres. Le scénario « haut » implique par exemple une compensation équivalente à 1 % de la dépense totale des ménages les plus pauvres. Le scénario « bas » implique quant à lui une compensation beaucoup plus réduite, mais toujours significativement différente de zéro, de l'ordre de 0,2 % de la dépense totale des ménages les plus pauvres.

Graphique 5 : Impact distributif des hausses de prix dues au retrait des politiques agricoles des pays développés (ensemble de l'échantillon)

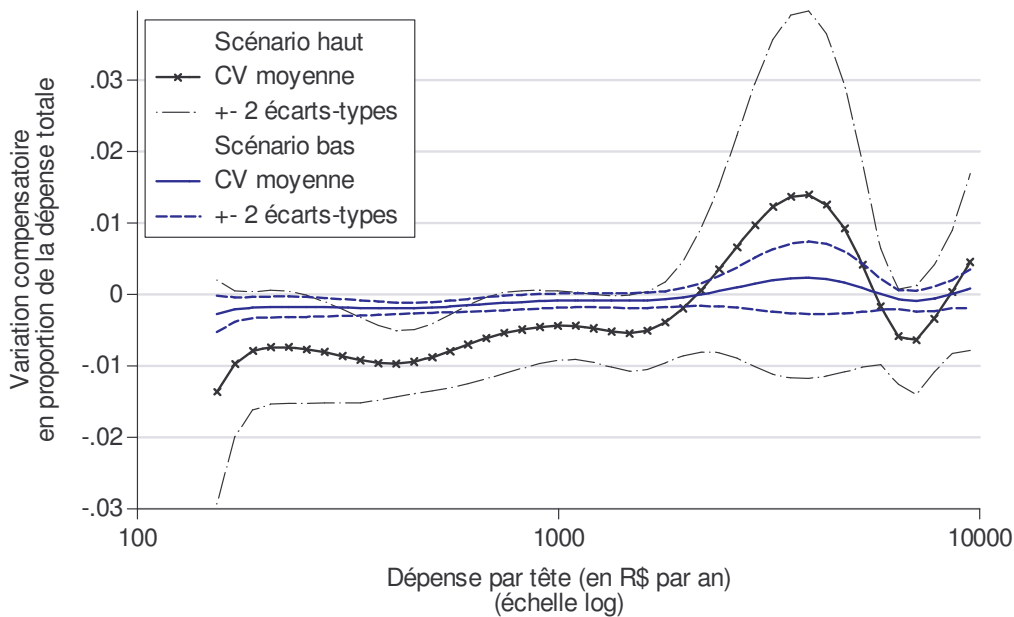


Source: calculs de l'auteur basés sur les données PPV. Kernel d'Epanechnikov, largeur de bande=1. Intervalles de confiance bootstrappés prenant en compte la structure de l'échantillon

Dans les zones rurales, l'impact du retrait des politiques agricoles des pays développés est de la même manière défavorable aux plus pauvres, et du même ordre de grandeur (graphique 6). On note surtout sur le graphique 6 que ce sont les plus riches qui bénéficieront de la réforme. Leurs gains sont mesurés de manière imprécise, à cause du faible nombre d'individus aisés dans l'échantillon : pour les ménages ayant un niveau de dépense par tête annuelle d'environ 2000 R\$, les hausses de prix modélisées par le scénario « haut » sont équivalentes à une hausse de revenu de 1 % de leur dépense totale annuelle.

Ainsi, si les MEGC prédisent un gain de bien-être agrégé pour le Brésil après le retrait des politiques agricoles des pays développés, nos simulations tendent à montrer que ces gains seront très inégalement répartis, et qu'ils cachent surtout une grande diversité de situations. Les ménages les plus pauvres, même situés en zones rurales, seront, à court terme, perdants à la hausse des prix consécutive à l'élimination des politiques agricoles des pays développés. Il est donc important, selon nos résultats, de prévoir des mécanismes de compensation pour ces ménages.

Graphique 6 : Impact distributif des hausses de prix dues au retrait des politiques agricoles des pays développés (zones rurales)



Source: calculs de l'auteur basés sur les données PPV. Kernel d'Epanechnikov, largeur de bande=1. Intervalles de confiance bootstrappés prenant en compte la structure de l'échantillon. Les résultats pour les dépenses par tête supérieures à 10000 R\$ ne sont pas reportés à cause d'intervalles de confiance trop larges.

6 Conclusion

Nous avons développé une méthodologie simple basée sur les travaux de Deaton (1989, 1997) pour estimer l'impact distributif statique de court terme des hausses de prix des biens agricoles consécutives au retrait des politiques agricoles des pays développés. Nous avons montré, dans le cadre très général d'un ménage agricole non séparable produisant plusieurs biens, qu'une approximation au premier ordre de la variation de revenu compensant la perte de bien-être du ménage est proportionnelle au surplus commercialisé du bien dont le prix a varié.

Nos résultats montrent que les hausses des prix du maïs et du riz auraient un impact sur le bien-être des ménages les plus pauvres faiblement négatif dans l'ensemble de l'échantillon et faiblement positif dans les zones rurales. Une hausse du prix des productions bovines (viande et lait) aurait un impact distributif bien plus défavorable, les impacts positifs étant captés par les ménages les plus aisés, vendeurs nets de ces biens.

Les hausses de prix consécutives au retrait des politiques agricoles des pays développés auraient en conséquence un effet distributif « instantané » défavorable aux plus pauvres. Des mesures de compensation ou de transfert seraient donc nécessaires entre les ménages agricoles relativement aisés qui bénéficieraient de la réforme et les ménages les plus pauvres. Les gains agrégés du retrait des politiques agricoles des pays développés sont faibles dans l'échantillon considéré, notamment parce que les principales zones de production de soja, sucre et riz en sont absentes. Il est néanmoins peu probable que les conclusions quant à l'impact distributif de la réforme étudiée soient différentes après inclusion de ces zones : les principaux producteurs de ces produits sont en effet de grands propriétaires terriens, notamment dans l'Ouest du pays. Par contre, la production de soja de la zone traditionnelle (sud du Brésil) est le fait d'une agriculture familiale, avec des surfaces cultivées par ménage faibles : il serait intéressant d'appliquer l'analyse développée ici à ces producteurs (mais les données manquent...).

Il est par ailleurs possible que la prise en compte des réactions des ménages aux variations de prix (effets de substitution entrant dans l'approximation de second ordre) et les variations des rémunérations factorielles (notamment les salaires, une part importante des travailleurs pauvres de notre échantillon étant des travailleurs agricoles) ou des prix des biens non échangeables (notamment du prix du haricot, consommé par une grande partie des ménages pauvres) provoquent des changements importants dans le profil distributif de la réforme. La prise en compte des effets de substitution potentiels demande plus de données et l'estimation de fonctions de profit et de demande de biens (Friedman *et al.*, 2002, Minot *et al.*, 2000), ce que nous sommes en train de réaliser. Dans ce contexte, nous tentons aussi de développer une méthodologie d'estimation de la variation compensatoire exacte, à la suite de Hausman (1981) et Hausman et Newey (1995), pour apprécier l'importance de l'approximation dans les résultats obtenus. La prise en compte des effets d'équilibre général de la variation des prix sur les rémunérations factorielles et les prix des biens non échangeables peut être réalisée de deux manières : soit en couplant l'échantillon microéconomique à un MEGC du pays considéré (Robilliard *et al.*, 2001), soit en estimant sur séries temporelles le lien entre les prix des échangeables et les rémunérations factorielles (Porto, 2004). Il faut enfin noter que nos résultats sont obtenus sous l'hypothèse de transmission immédiate et complète de la variation des prix mondiaux aux prix des biens achetés par les ménages. Un moyen de relâcher cette hypothèse serait de relier, à nouveau grâce à des séries temporelles, les prix locaux aux prix internationaux (Nicita, 2004).

Bibliographie

- ASHRAF, N., M. McMILLAN, et A. P. ZWANE (2004): "My Policies or Yours: Do OECD Agricultural Policies Affect Poverty in Developing Countries?," présenté à la conférence *Globalisation and Poverty*, 10-12 septembre 2004, ed. par A. Harrison, NBER: University of Chicago Press.
- BEGHIN, J. C., D. ROLAND-HOLST, et D. VAN DER MENSBRUGGE (2002): "Global Agricultural Trade and the Doha Round: What Are the Implications for North and South?," Center for Agricultural and Rural Development, Iowa State University.
- DE JANVRY, A., M. FAFCHAMPS, et E. SADOULET (1991): "Peasant Household Behavior with Missing Markets: Some Paradoxes Explained," *The Economic Journal*, 101(409), pp. 1400-1417.
- DEATON, A. (1989): "Rice Prices and Income Distribution in Thailand: A Non Parametric Analysis," *The Economic Journal*, 99(395), pp. 1-37.
- (1997): *The Analysis of Household Surveys, a Microeconometric Approach to Development Policy*. The World Bank, The Johns Hopkins university Press.
- DEATON, A., et J. MUELLBAUER (1980): *Economics and Consumer Behavior*. Cambridge University Press.
- DEATON, A., et S. ZAIDI (1999): "Guidelines for Constructing Consumption Aggregates for Welfare Analysis," Washington, D.C.: The World Bank.
- FAN, J. (1992): "Desing-Adaptative Nonparametric Regression," *Journal of the American Statistical Association*, 87(420), pp. 998-1004.
- FRIEDMAN, J., et J. LEVINSOHN (2002): "The Distributional Impact of Indonesia's Financial Crisis on Household Welfare: A "Rapid Response" Methodology," *The World Bank Economic Review*, 16(3), pp. 397-423.
- HANSEN, L. P., et J. J. HECKMAN (1996): "The Empirical Foundations of Calibration," *Journal of Economic Perspectives*, 10(1), pp. 87-104.
- HAUSMAN, J. A. (1981): "Exact Consumer's Surplus and Deadweight Loss," *American Economic Review*, 71(4), pp. 662-676.
- HAUSMAN, J. A., et W. K. NEWEY (1995): "Nonparametric Estimation of Exact Consumers Surplus and Deadweight Loss," *Econometrica*, 63(6), pp. 1445-1476.
- HECKMAN, J. J. (2000): "Causal Parameters and Policy Analysis in Economics: A Twentieth Century Retrospective," *Quarterly Journal of Economics*, 115(1), pp. 45-97.
- HOEKMAN, B., F. NG, et M. OLARREAGA (2002): "Reducing Agricultural Tariffs Versus Domestic Support: What Is More Important for Developing Countries?," Policy research working paper 2918, The World Bank, Washington D.C.

- IBGE (1997): "Aspectos De Amostragem Pesquisa Padrões De Vida 1996-97," Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estadísticas, Diretoria de Pesquisas, Departamento de População e Indicadores Sociais.
- LAMBERT, S., et T. MAGNAC (1999): "Implicit Prices and Recursivity of Agricultural Households' Decisions," Paris: INRA and CREST.
- MCFADDEN, D. (1978): "Cost, Revenue and Profit Functions," dans *Production Economics: A Dual Approach to Theory and Applications*, ed. par M. Fuss, et D. Mcfadden. Amsterdam, New York, Oxford: North Holland Publishing Company, pp. 1-110.
- MINOT, N., et F. GOLETTI (2000): "Rice Market Liberalization and Poverty in Viet-Nam," Research report 114 IFPRI, Washington D.C.
- NICITA, A. (2004): "Who Benefited from Trade Liberalization in Mexico? Measuring the Effects on Household Welfare," Policy research working paper 3265, The World Bank, Washington, D.C.
- OCDE (2002): *Politiques Agricoles Des Pays De L'ocde, Suivi Et Évaluation*. Paris: OCDE.
- OECD (2002): "The Medium-Term Impacts of Trade Liberalisation in Oecd Countries on the Food Security of Non-Members Economies," OECD, pp. 59.
- OXFAM (2002): "Milking the Cap. How Europe's Dairy Regime Is Devastating the Livelihoods in the Developing World," OXFAM international.
- (2003): "Dumping without Borders. How Us Agricultural Policies Are Devastating the Livelihoods of the Mexican Corn Farmers," OXFAM international.
- PORTO, G. G. (2004): "Using Survey Data to Assess the Distributional Effects of Trade Policy," Washington D.C.: The World Bank.
- ROBILLIARD, A.-S., F. BOURGUIGNON, et S. ROBINSON (2001): "Crisis and Income Distribution: A Micro-Macro Model for Indonesia," DIAL working paper.
- SHEPHERD, B. (2004): "The Impact of Us Subsidies on the World Cotton Market: A Reassessment," Working paper, Groupe d'Economie Mondiale, Sciences po, Paris.
- STERN, N. (2002): "Making Trade Work for Poor People," World Bank.
- STRAUSS, J. (1986): "The Theory and Comparative Statics of Agricultural Household Models: A General Approach," dans *Agricultural Household Models, Extensions Applications and Policies*, ed. par I. Singh, L. Squire, et J. Strauss. Baltimore: Johns Hopkins University Press, pp. 71-91.
- TRAORE, F. (2005): "Impact Des Subventions Américaines Sur Le Prix Mondial Du Coton : Une Approche Par Les Var Bayésiens," présenté à la conférence *Filières d'exportation de produits agricoles du Sud : réformes institutionnelles, négociations internationales et impacts socio-démographiques*, 6 et 7 avril 2005, Bamako: AUF, CIRAD, IER.

Encadré 1 : dérivation de l'approximation de premier ordre de la variation compensatoire pour un ménage agricole non séparable

Activité de production du ménage

A la suite de McFadden (1978), nous posons que le ménage agricole a une fonction de production multioutput. Le ménage utilise ou produit N biens, qui peuvent être considérés indifféremment comme des intrants ou des outputs variables. Le ménage réalise un plan de production : un N -uplet de nombres réels $x=(x_1, \dots, x_N)$, où x_i est interprétée comme la quantité nette d'output (ou *netput*, selon la terminologie de McFadden) du produit i : elle est positive si i est globalement exporté par la partie productive du ménage, et négative si elle est importée. L'ensemble des netputs (biens produits ou utilisés comme intrants par le ménage) est appelé $P=\{1, \dots, N\}$.

Les possibilités technologiques du ménage sont décrites par un ensemble T des plans de production possibles. Cet ensemble est contraint par la présence d'intrants fixes (terre, capital) $z=(z_1, \dots, z_M)$, appartenant à un ensemble Z . L'ensemble des possibilités de production peut donc être caractérisé par une fonction de production multioutput G :

$$T(z)=\{x|G(x,z)=0, z \in Z\} \quad (\text{A.1})$$

Activité de consommation du ménage

Le ménage consomme un vecteur de L biens $q=(q_k, \dots, q_{L+k-1})$. Si $k \leq N$, le ménage consomme certains biens qu'il produit : ces biens appartiennent à l'ensemble $A=\{k, \dots, N\}$. L'ensemble des biens consommés est noté $C=\{k, \dots, L+k-1\}$. Pour chaque bien i appartenant à l'ensemble des biens consommés ou produits par le ménage ($i \in W=P \cup C$), le ménage a une dotation initiale positive ou nulle T_i (par exemple, T_i est la dotation totale en temps du ménage, partagée entre travail et loisir). Ces dotations sont regroupées dans le vecteur T .

Imperfections de marchés : marchés manquants

A la suite de de Janvry *et al.* (1991), nous posons que le ménage fait face à des marchés manquants pour certains biens i ($i \in NE \subseteq A$). Pour ces biens que l'on dira non échangeables, le ménage est donc contraint d'égaliser sa production nette plus sa dotation initiale à sa consommation. Cette contrainte définira le prix implicite p_i^* du bien i , comme le prix de marché auquel le ménage aurait choisi de manière optimale d'égaliser consommation et production plus dotations. Tous les autres biens i ($i \in E$) sont échangés au prix de marché p_i .

Paiements en nature

Certains facteurs variables i ($i \in PN \subseteq P \cap E$) sont payés en nature. Le coût d'opportunité du facteur i est alors : $p_i = \eta_{ij} p_j$, avec η_{ij} le nombre d'unités de bien j utilisées pour payer l'utilisation d'une unité de bien i .

Problème d'optimisation du ménage

Le ménage maximise son utilité sous trois types de contraintes : trésorerie (A.3), technologie de production (A.4) et autosuffisance pour les biens non échangeables (A.5) :

$$\text{Max}_{x,q} U(q) \quad (\text{A.2})$$

Sous les contraintes :

$$\sum_{i \in P \cap T} (p_i x_i) + b + \sum_{i \in T} (p_i T_i) = \sum_{i \in C \cap T} (p_i q_i) \quad (\text{A.3})$$

$$G(x,z)=0 \quad (\text{A.4})$$

$$\forall i \in NT, x_i + T_i = q_i \quad (\text{A.5})$$

Si l'on note λ le multiplicateur de Lagrange associé à la contrainte (A.3) et μ_i les multiplicateurs associés aux contraintes (A.5), il est possible de modifier légèrement le

problème présenté ci-dessus pour faire apparaître des multiplicateurs différents associés aux contraintes sur les biens non échangeables. Si l'on note $p_i^* = \mu_i / \lambda$ (Deaton *et al.*, 1980), nous pouvons écrire la Lagrangien du problème précédent comme suit :

$$L = U(q) + \lambda \left[\sum_{i \in P \cap T} p_i x_i + b - \sum_{i \in C \cap T} p_i q_i + \sum_{i \in T} p_i T_i + \sum_{i \in NT} p_i^* (x_i - q_i + T_i) \right] + \phi G(x, z) \quad (A.6)$$

Comme le montrent de Janvry *et al.* (1991), ce problème de maximisation est équivalent, du côté de la production, à celui d'un ménage ayant une fonction de profit restreinte $\Pi(p^P, p^*, z)$, avec p^P le vecteur des prix des biens échangeables produits et p^* le vecteur des prix implicites des biens non échangeables. Du côté de la consommation, ce problème est équivalent à celui d'un ménage ayant une fonction d'utilité indirecte $\psi(p^C, p^*, Y)$, avec p^C le vecteur des biens échangeables consommés et Y le « full income » béckerien : $Y = \sum_{i \in T} (p_i T_i) + \sum_{i \in NT} (p_i^* T_i) + \Pi(p^P, p^*, z) + b$.

Les décisions de production ne sont plus séparables des décisions de consommation, comme dans le cas de complétude des marchés. La décision de production dépend des caractéristiques de la consommation par l'intermédiaire des prix implicites : $p_i^*(p^P, p^C, b, T, z)$.

Propriétés des dérivées de la fonction de profit et d'utilité indirecte

Trois effets sont à prendre en compte lorsque l'on étudie l'effet d'une variation du prix d'un bien échangé sur la fonction de profit : l'effet direct, l'effet transitant par le coût d'opportunité des paiements en nature et l'effet transitant par les prix implicites :

$$\forall i \in E, \frac{\partial \Pi}{\partial p_i} = \frac{\partial \Pi}{\partial p_i} \Big|_{p_j = cste, p_k^* = cste} + \sum_{j \in PN} \frac{\partial \Pi}{\partial p_j} \frac{\partial p_j}{\partial p_i} + \sum_{k \in NE} \frac{\partial \Pi}{\partial p_k^*} \frac{\partial p_k^*}{\partial p_i} \quad (A.7)$$

Comme le lemme de Hotelling, généralisé par McFadden (1978) au cas de fonction de production multioutput, est toujours valide, on a (avec par définition un netput nul pour les biens uniquement consommés par le ménage : $\forall i \notin P, x_i = 0$) :

$$\forall i \in E, \frac{\partial \Pi}{\partial p_i} = x_i + \sum_{j \in PN} v_{ij} x_j + \sum_{k \in NE} x_k \frac{\partial p_k^*}{\partial p_i} \quad (A.8)$$

De la même manière, l'impact de la variation du prix d'un bien échangé sur la fonction d'utilité directe (à revenu constant) transite par un effet direct classique et un effet indirect passant par les prix implicites :

$$\forall i \in E, \frac{\partial \psi}{\partial p_i} \Big|_{Y = cste} = \frac{\partial \psi}{\partial p_i} \Big|_{p_k^* = cste} + \sum_{k \in NE} \frac{\partial \psi}{\partial p_k^*} \frac{\partial p_k^*}{\partial p_i} \quad (A.9)$$

Comme l'identité de Roy reste valable pour ce ménage, on a (avec par définition une consommation nulle pour les biens uniquement produits par le ménage : $\forall i \notin C, q_i = 0$) :

$$\forall i \in E, \frac{\partial \psi}{\partial p_i} \Big|_{Y = cste} = - \frac{\partial \psi}{\partial Y} \left(q_i + \sum_{k \in NE} q_k \frac{\partial p_k^*}{\partial p_i} \right) \quad (A.10)$$

Dérivation d'une approximation au premier ordre de la variation compensatoire

Soit $p^E = (p^C, p^P)$ le vecteur des prix des biens échangeables auquel fait face le ménage. Soit une variation de prix de p_0^E à p_1^E . La variation compensatoire de revenu CV mesurant la perte d'utilité subie par le ménage est définie comme la quantité de revenu exogène à transférer au ménage pour restaurer son niveau d'utilité à son niveau initial. Nous reprenons la définition implicite de CV donnée par Deaton *et al.* (1980), en la généralisant pour la faire correspondre au cas d'un ménage agricole (nous prenons en compte la variation de profit) :

$$CV \text{ tq } \psi(p_0^C, p^*(p_0^E), Y(p_0^E)) = \psi(p_1^C, p^*(p_1^E), Y(p_1^E) + CV)^{11} \quad (\text{A.11})$$

CV est définie implicitement par (A.11), et dépend des variables exogènes du modèle : $CV(p_0^E, p_1^E, T, b, z)$.

Une expansion de Taylor au premier ordre de CV en p_1^E , autour de $p_1^E = p_0^E$ donne :

$$CV(p_0^E, p_1^E, T, b, z) \approx CV(p_0^E, p_0^E, T, b, z) + \sum_{i \in E} (p_{1,i} - p_{0,i}) \left. \frac{\partial CV}{\partial p_{1,i}} \right|_{p_{1,i} = p_{0,i}} \quad (\text{A.12})$$

Le premier terme du membre de droite est nul, comme l'indique l'équation (A.11) : aucune compensation n'est nécessaire si les prix n'ont pas varié. Le second terme peut être calculé en appliquant le théorème des fonctions implicites à (A.11) :

$$\forall i \in E, \frac{\partial CV}{\partial p_i} = - \frac{\frac{\partial \psi}{\partial p_i}}{\frac{\partial \psi}{\partial Y}} \quad (\text{A.13})$$

D'après la définition de la fonction d'utilité indirecte, on a :

$$\forall i \in E, \frac{\partial \psi}{\partial p_i} = \frac{\partial \psi}{\partial Y} \left[\frac{\partial \Pi}{\partial p_i} + T_i + \sum_{k \in NE} T_k \frac{\partial p_k^*}{\partial p_i} \right] + \left. \frac{\partial \psi}{\partial p_i} \right|_{Y=cste} \quad (\text{A.14})$$

En utilisant (A.8) et (A.10), (A.14) devient :

$$\forall i \in E, \frac{\partial \psi}{\partial p_i} = \frac{\partial \psi}{\partial Y} \left[x_i + \sum_{j \in PN} v_{ij} x_j + \sum_{k \in NE} (x_k + T_k - q_k) \frac{\partial p_k^*}{\partial p_i} + T_i - q_i \right] \quad (\text{A.15})$$

En utilisant la contrainte (A.5), le terme concernant les biens non échangeables s'annule (si tous les biens sont échangeables, et le ménage séparable, le résultat reste valable). En introduisant (A.15) dans (A.13), on obtient une version généralisée du ratio de bénéfice net de Deaton (1989) pour le produit i :

$$\forall i \in E, RBN_i \equiv - \frac{p_i}{Y} \frac{\partial CV}{\partial p_i} = \frac{\left(x_i + \sum_{j \in PN} v_{ij} x_j + T_i - q_i \right) p_i}{Y} \quad (\text{A.16})$$

Le ratio de bénéfice net est l'élasticité du revenu à une variation du prix du bien i : si le prix du bien i varie de manière infinitésimale d'une proportion dp_i/p_i , le revenu total du ménage devra varier d'une proportion dCV/Y pour maintenir l'utilité à son niveau initial. Un ménage avec un ratio de bénéfice net positif et élevé voit son bien être augmenté par une hausse du prix du bien i , la compensation reçue étant négative ($dCV < 0$, et donc $RBN_i > 0$). Au contraire, un ménage dont le bien-être est affecté négativement par une hausse de prix devra obtenir une compensation positive, et aura donc un ratio de bénéfice net négatif. Plus le RBN est important en valeur absolu, plus le produit concerné est important pour le bien-être du ménage. Le ratio de bénéfice net est égal à la valeur du surplus commercialisé plus les stocks moins les paiements en nature (les x_j sont des netputs, ils sont négatifs si le bien est importé par le ménage) en proportion du revenu total du ménage : il mesure donc bien l'importance du bien pour le bien-être du ménage.

Par ailleurs, le RBN permet d'obtenir une approximation au premier ordre de la variation compensatoire correspondant à une variation de prix finie, en introduisant (A.16) dans (A.12), et **en évaluant toutes les quantités à leur niveau en p_0^E** :

¹¹Les arguments des fonctions autres que les prix ne sont pas introduites pour alléger la notation.

$$CV(p_0^E, p_1^E, T, b, z) \approx \sum_{i \in E} (p_{1,i} - p_{0,i}) \left(q_i - x_i - \sum_{j \in PN} v_{ij} x_j - T_i \right) \quad (\text{A.17})$$

On écrira la variation compensatoire en proportion du revenu total. On s'intéressera par ailleurs à l'opposé de cette variation (une variation négative indiquant une hausse du bien-être, par souci de lisibilité des résultats, on préférera s'intéresser à $-CV$, qui est positif si le ménage gagne à la hausse de prix). En notant $\Delta p_i = p_{1,i} - p_{0,i}$, on a :

$$-\frac{CV(p_0^E, p_1^E, T, b, z)}{Y} \approx \sum_{i \in E} RBN_i \frac{\Delta p_i}{p_{0,i}} \quad (\text{A.17})$$

Nous avons donc exprimé la variation de revenu compensant une variation de prix subie par un ménage agricole non séparable ayant une fonction de production multioutput. Ce résultat est une généralisation de Deaton (1989, 1997).

Encadré 2 : techniques de régression non-paramétriques

Les techniques non paramétriques utilisées dans ce papier sont ici sommairement présentées. On s'appuie sur la présentation simple qui en est faite par (Deaton, 1997).

Estimation de la densité de la distribution d'une variable

L'estimation de la densité de la distribution d'une variable x en x_k peut se faire, à l'image du calcul d'une moyenne mobile, en calculant la proportion des observations contenue dans une fenêtre de largeur h autour de x_k par unité de largeur. Cet estimateur est consistant mais n'est pas continu. Pour lisser l'estimation et augmenter la vitesse de convergence de l'estimateur, on pondère chaque observation à l'intérieur de la fenêtre par une fonction à noyau (« kernel function ») $K(z)$, qui donne un poids d'autant plus élevé que l'observation est proche de x_k . L'estimateur de la densité de x en x_k est alors :

$$\bar{f}(x_k) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{x_k - x_i}{h}\right) \quad (\text{A.18})$$

Les fonctions à noyau disponibles sont nombreuses, mais leur choix affecte peu la forme des estimations. On utilise dans cet article :

$$\begin{aligned} \text{Fonction d'Epanechnikov:} \quad & K(z) = 0.75(1 - z^2), \quad -1 \leq z \leq 1 \\ & = 0, \quad |z| > 1 \end{aligned} \quad (\text{A.19})$$

$$\begin{aligned} \text{Fonction quartique:} \quad & K(z) = \frac{15}{16}(1 - z^2)^2, \quad -1 \leq z \leq 1 \\ & = 0, \quad |z| > 1 \end{aligned} \quad (\text{A.20})$$

La largeur de fenêtre (« bandwidth ») contrôle le trade-off entre le lissage de la courbe et le biais d'estimation.

Techniques de régression non-paramétriques

L'estimation de l'espérance d'une variable y conditionnellement à une variable x $E(y|x)$ (c'est à dire de la fonction de régression $m(x)$) sans spécification de forme fonctionnelle a priori peut se faire par l'utilisation des fonctions à noyaux (méthode de Nadaraya-Watson). Nous préférons, à la suite de Deaton, utiliser la technique de régression locale pondérée de Fan (1992), qui offre des estimations moins sensibles aux points aberrants.

A chaque point x_k où une estimation de l'espérance conditionnelle est nécessaire (on utilise dans ce travail une grille de 50 points également espacés le long de la variable x), on calcule la valeur prédite suite à une régression par les moindres carrés pondérés par les poids $\theta_i(x_k)$ définis par une fonction à noyau :

$$\theta_i(x_k) = K\left(\frac{x_k - x_i}{h}\right) \quad (\text{A.21})$$

La valeur prédite par la régression locale pondérée est l'estimation de la fonction $m(x)$ en x_k :

$$\hat{m}(x_k) = \hat{\beta}_1(x_k) + \hat{\beta}_2(x_k)x_k \quad (\text{A.22})$$

L'estimateur du vecteur de paramètres $\hat{\beta}(x_k) = (\hat{\beta}_1(x_k), \hat{\beta}_2(x_k))$ est :

$$\hat{\beta}(x_k) = [X' \Theta(x_k) X]^{-1} X' \Theta(x_k) y \quad (\text{A.23})$$

Où $\Theta(x_k)$ est une matrice diagonale $n \times n$ avec $\theta_i(x_k)$ en position i , et X une matrice $n \times 2$ avec des 1 dans la première colonne et les valeurs croissantes de x dans la seconde.