

Banque Africaine de Développement

Working paper series

N° 111 - Juillet 2010

Évaluation de la croissance pro-pauvre selon une conception absolue et relative de la pauvreté : application à la région MENA

Sami Bibi, Jean-Yves Duclos et Audrey Verdier-Chouchane



Working Paper Series

Comité de rédaction

Kamara, Abdul B. (président)
Anyanwu, John C.
Aly, Hassan Youssef
Rajhi, Taoufik
Vencatachellum, Désiré

Coordonnateurs

Salami, Adeleke
Moumni, Ahmed

Droits d'auteur, 2010
Banque africaine de développement
Angle des trois rues: Avenue du Ghana,
Rue Pierre de Coubertin, Rue Hédi Nourira
BP 323 – -1002 Tunis Belvédère (Tunisie)
Tél. : +216 71 333 511 / 71 103 450
Fax : +216 71 351 933
Courriel : afdb@afdb.org

Droits et autorisations

Tous droits réservés.

Le contenu et les données qui figurent dans la présente publication peuvent être reproduits sous réserve que leur source soit mentionnée. La reproduction à des fins commerciales est interdite.

Les numéros de la série de documents de travail sont produits par le **Département de la recherche** de la Banque africaine de développement. Le document de travail communique les résultats des travaux en cours, les résultats d'études préliminaires et l'expérience et les enseignements en matière de développement afin de favoriser l'échange des idées et des réflexions innovantes parmi les chercheurs, les spécialistes du développement, les décideurs politiques et les donateurs. Les résultats, les interprétations et les conclusions contenus dans les documents de travail de la Banque n'engagent que l'auteur (les auteurs) et ne reflètent pas nécessairement l'opinion de la Banque africaine de développement, de son Conseil d'administration ou des pays qu'ils représentent.

Les Documents de travail sont publiés sur
le site Internet <http://www.afdb.org/>



GROUPE DE LA BANQUE AFRICAINE DE DÉVELOPPEMENT

Évaluation de la croissance pro-pauvre selon une conception absolue et relative de la pauvreté : application à la région MENA

Sami Bibi, Jean-Yves Duclos et Audrey Verdier-Chouchane⁽¹⁾

Document de travail n°111

juillet 2010

(1) Sami Bibi, Jean-Yves Duclos et Audrey Verdier-Chouchane sont, respectivement, Chercheur et responsable adjoint, CIRPÉE, Université Laval, Canada ; Professeur, Département d'économique et CIRPÉE, Université Laval, Canada, et Institut d'Anàlisi Econòmica (CSIC), Espagne; et chargée de recherche principale, Banque africaine de développement, Tunisie. La présente étude a été réalisée avec le soutien du réseau PEP (Poverty and Economic Policy Research Network), réseau financé par le gouvernement du Canada - par le biais du Centre de recherches pour le développement international (CRDI) et de l'Agence canadienne de développement international (ACDI) - et par l'agence australienne de développement international (Australian Agency for International Development, AusAID). Les auteurs se sont inspirés des travaux du Département de la recherche de la Banque africaine de développement sur la croissance, la pauvreté et les inégalités. Les auteurs remercient Abdel-Rahmen El-Lahga et Naouel Chtioui pour leurs remarques utiles, et Mohamed Amara et Ines Bouassida pour leurs efforts de recherche.

Résumé

Sami Bibi, Jean-Yves Duclos et Audrey Verdier-Chouchane

Dans le présent document, les auteurs suivent une approche multidimensionnelle d'ordonnement partiel du caractère favorable aux pauvres de la croissance selon que la pauvreté est perçue comme un phénomène relatif ou absolu. Ils tentent d'établir s'il est possible de comparer la pauvreté en utilisant des indices de pauvreté qui incorporent à la fois une conception absolue et relative du phénomène de la pauvreté. En plus d'être robuste quant à la nature absolue ou relative du phénomène de la pauvreté lorsqu'il s'agit d'évaluer dans quelle mesure la croissance est favorable aux pauvres, cet

ordonnement partiel est robuste également quant aux méthodes d'agrégation de l'impact de la croissance sur le niveau de vie des pauvres et aux multiples choix possibles de seuils de pauvreté absolus et relatifs. Cette proposition est appliquée aux changements de distribution survenus récemment dans neuf pays du MENA (Moyen-Orient et Afrique du Nord) où l'impact de la croissance s'est exprimé différemment ces vingt dernières années.

Mots clés : croissance favorable aux pauvres, pauvreté absolue, pauvreté relative, dominance stochastique.

Classification JEL : D63, I32.

1. Introduction

Il devient de plus en plus important depuis une dizaine d'années d'analyser dans quelle mesure les changements de répartition du revenu sont favorables aux pauvres (voir, entre autres, Bourguignon, 2003 ; Dollar et Kraay, 2002 ; Eastwood et Lipton, 2001 ; Ravallion, 2001 ; Nations Unies, 2000 ; et Banque mondiale, 2002).

De telles évaluations nécessitent au préalable de définir ce qu'on entend par une croissance « favorable aux pauvres », notion qui véhicule généralement l'idée que les pauvres tirent « davantage » parti de la croissance qu'une autre tranche prédéfinie de la population qui ferait référence. Il faut commencer par se demander si cette référence devrait être relative ou absolue, puis s'interroger sur une éventuelle pondération du caractère favorable aux pauvres à l'aide d'un coefficient de distribution variable selon les pauvres, et enfin se demander où fixer le seuil de pauvreté (en termes relatifs ou absolus).

Cet exercice exige des précautions à plusieurs titres. En premier lieu, le lien entre croissance et changements de l'état de pauvreté peut dépendre du parti pris quant aux seuils et indices de pauvreté. Par exemple, même si les revenus des pauvres augmentent constamment dans le sens de la croissance moyenne de l'économie, l'impact de la croissance sur la proportion de la population qui vit en-dessous du seuil de pauvreté (choix fréquent pour l'établissement de nombreux indices de pauvreté) peut dépendre de la densité des revenus des personnes se situant autour du seuil de pauvreté, et donc du point où on le situe. Certains indices de pauvreté varient presque toujours en fonction de la quantité de population qui vit au-dessous du seuil de pauvreté ; ils peuvent aussi même parfois prendre une direction qualitativement opposée.

En deuxième lieu, l'impact de la croissance sur la pauvreté absolue diffère souvent de son impact sur la pauvreté relative et sur les inégalités relatives. En effet, même si la croissance positive des revenus entraîne généralement une augmentation des revenus absolus des pauvres, elle n'a pas d'effet systématique sur leur part du revenu total. On peut donc se demander si la croissance peut toujours être considérée comme favorable aux pauvres lorsque leur part dans le revenu national diminue. En effet, les deux points de vue qui prévalent pour la détermination du caractère favorable aux pauvres s'opposent radicalement sur la question de savoir si, grâce à la croissance, les revenus des pauvres devraient augmenter, au moins en chiffres absolus (pour les tenants de la nature absolue), ou au moins proportionnellement (pour les tenants de la nature relative).

Par exemple, le point de vue favorisant les conceptions absolues considère comme également favorables aux pauvres les deux changements de distribution des revenus suivants : 1) premier cas, une augmentation de 1 \$ des revenus de tout le monde ; 2) second cas, une hausse de 1 \$ des revenus des pauvres et une hausse de 10 000 \$ des revenus de tout le reste de la population. Le point de vue qui consiste à considérer comme favorable aux pauvres tout résultat positif en termes absolus n'attache aucune importance à l'impact relatif de la croissance. Inversement, le point de vue qui consiste à considérer comme favorable aux pauvres tout résultat en termes relatifs considérera comme aussi favorables deux changements différents dans la répartition des revenus : le premier cas, le revenu des pauvres augmente de 10 %, tandis que le revenu des non-pauvres augmente de 5% ; et le second cas, le revenu des pauvres diminue de 5 % tandis que le revenu des non-pauvres baisse de 10%. En effet, le point de vue qui consiste à considérer comme favorable aux pauvres toute action ayant un résultat en termes relatifs ne tient compte que de

l'impact relatif de la croissance même lorsque celle-ci entraîne une dégradation du niveau du bien-être des pauvres.

Pour évaluer si la croissance est favorable aux pauvres, on constate dans différentes publications que les auteurs commencent souvent par faire la distinction entre ce qui est favorable aux pauvres en termes absolus et en termes relatifs, avant de se pencher sur des mesures sommaires favorables aux pauvres assorties de seuils de pauvreté fixes et de contextes absolus et relatifs distincts. Dollar et Kraay (2002), Kakwani, Khandker et Son (2003), Kakwani et Pernia (2000), Klasen (2004), et Ravallion et Chen (2003) comptent parmi les principaux exemples récents. Voir également Araar, Duclos, Audet et Makdissi (à venir) sur ce point.

La présente étude propose une voie différente. Les auteurs ont choisi de rechercher comment produire une évaluation du caractère favorable aux pauvres de la croissance qui soit robuste aux multiples choix de mesures de pauvreté et aux multiples choix de seuils de pauvreté, qu'ils soient absolus ou relatifs. Du point de vue de Sen (1981), il n'est pas forcément souhaitable de faire un choix entre ces deux conceptions de la pauvreté, les deux peuvent être utiles pour évaluer si le développement est, ou non, favorable aux pauvres :

« Il existe en effet une notion irréductible de privation absolue dans l'idée que nous nous faisons de la pauvreté, qui traduit l'existence de la famine, de la malnutrition et de la misère extrême en un diagnostic de pauvreté sans qu'on évalue d'abord la situation relative. L'approche de la privation relative complète plutôt qu'elle ne supplante l'analyse de la pauvreté en termes de privation absolue. » (Sen, 1981, p. 17)

Nous analysons le caractère favorable aux pauvres de la croissance selon à la fois la conception absolue et relative du phénomène de la pauvreté. Pour cela, nous utilisons des mesures de pauvreté qui peuvent capter l'impact de la croissance sur la pauvreté absolue et relative simultanément. Cette analyse est réalisée dans l'esprit des publications sur la dominance multidimensionnelle de la pauvreté.

Le reste de l'article est organisé de la façon suivante : La section 2 définit le concept de croissance favorable aux pauvres selon des normes relatives et absolues. Les techniques sont appliquées à la section 3. La section 4 présente la conclusion.

2. Évaluation du caractère favorable aux pauvres en termes relatifs et absolus

Nous commençons, à la section 2.1, par nous inspirer de la structure et des résultats de Duclos, Sahn et Younger (2006) sur les comparaisons générales des notions de pauvreté selon les indicateurs multidimensionnels du bien-être. Nous expliquons ensuite à la section 2.2 dans quelle mesure ce cadre général peut être adapté au cas particulier, important, qui consiste à comparer la pauvreté absolue et la pauvreté relative à l'aide d'indicateurs monétaires tels que le revenu ou la consommation. La section 2.3 est un exposé illustré des résultats sous forme graphique.

2.1 Contexte général

Soit une distribution des indicateurs de bien-être en termes absolus (a) et en termes relatifs (r) sous la forme $F^j(a, r)$ à un moment $j, j = A, B$. Ces indicateurs peuvent eux-mêmes reposer sur n'importe quelle variable (ou combinaison de variables) d'intérêt, telle que consommation, revenu, richesse, éducation ou santé, pour laquelle nous souhaiterions évaluer l'impact de la croissance et des changements de distribution sur la pauvreté. Puis, posons :

$$\lambda(a, r) : \mathfrak{R}^2 \rightarrow \mathfrak{R} \left| \begin{array}{l} \frac{\partial \lambda(a, r)}{\partial a} \geq 0, \\ \frac{\partial \lambda(a, r)}{\partial r} \geq 0 \end{array} \right. \quad (1)$$

Il s'agit d'un indicateur sommaire du degré global du bien-être à la fois absolu et relatif d'un individu avec (a, r) . Notez que la présence des conditions dérivées dans la proposition (1) indiquent que le bien-être absolu et le bien-être relatif peuvent tous deux contribuer à l'accroissement du bien-être global.

Supposons à présent que nous souhaitions calculer un indice composé de la privation globale à partir de la distribution conjointe de a et de r , et que nous voulions nous focaliser sur les individus avec le plus haut degré de privation globale. On peut pour cela tracer une frontière séparant les individus disposant d'un bien-être plus faible de ceux disposant d'un bien-être plus élevé. On peut se figurer cette frontière sous la forme d'une série de points où le bien-être global demeure constant. On part du principe que cette frontière est implicitement définie par un point de la manière suivante : $\lambda(a, r) = \theta$. On obtient donc le groupe d'individus au-dessus desquels on souhaite réunir les valeurs de privation globale de la manière suivante :

$$\Lambda(\lambda) = \{(a, r) | (\lambda(a, r) \leq 0)\} \quad (2)$$

Examinons le graphique 1 (voir annexe) où les seuils z_a et z_r apparaissent sur les indicateurs a et r . $\lambda_1(a, r)$ constitue une vue « d'intersection » de la privation tant en termes absolus que relatifs. Sur ce graphique, on considère qu'un individu est totalement démuné si la privation est de nature absolue comme de nature relative (a et r), et si elle se trouve donc dans le rectangle du graphique 1 délimité par les traits. Selon cette méthode, tous les individus qui se trouvent dans le rectangle délimité par les traits sont considérés comme démunés. Vu que cette mesure de la privation tiendra un rôle important dans le test de dominance, nous l'appellerons la proportion de la population à l'intersection de la privation combinée (c'est-à-dire tant en termes relatifs qu'en termes absolus), qui se définit par rapport au bien-être combiné (à la fois relatif et absolu) de la manière suivante :

$$H^j(z_a, z_r) = \int I(a \leq z_a) I(r \leq z_r) dF^j(a, r). \quad (3)$$

Par conséquent, $H^j(z_a, z_r)$ exprime le nombre d'individus démunés à la fois en a et en r , en proportion de la population totale j .

On peut également appliquer d'autres méthodes et frontières de la privation relative et absolue. $\lambda_2(a, r)$ (la ligne discontinue, en forme de L, sur le graphique 1) définit une frontière « d'union ».

On y considère qu'un individu est totalement démuné s'il est démuné soit dans l'une des deux dimensions, soit dans l'autre, et qu'il se situe donc au-dessous ou à gauche de la ligne discontinue. Enfin, $\lambda_3(a, r)$ représente une approche intermédiaire. Selon celle-ci, on peut être totalement démuné même si $r > z_r$, si la valeur a est suffisamment faible pour se situer à gauche de $\lambda_3(a, r) = 0$.

Les indices de privation globale sont représentés par $P^j(\pi, \lambda,)$ pour la distribution j . On se concentre essentiellement sur les catégories d'indices de privation globale additifs parmi les individus. Un indice de privation additif qui combine les deux dimensions du bien-être peut être défini en termes généraux de la façon suivante :

$$P^j(\pi, \lambda) = \iint_{\Lambda(\lambda)} \pi(a, r; \lambda) dF^j(a, r), \quad (4)$$

$\pi(a, r; \lambda)$ est la contribution à la privation globale d'un individu dont le bien-être absolu et relatif est donné par a et r .

On dira que le passage de la distribution A à la distribution B est favorable aux pauvres si et seulement si $P^A(\pi, \lambda) \geq P^B(\pi, \lambda)$. Autrement dit, le fait que l'on considère un changement comme ayant été favorable aux pauvres dépend de la manière dont λ , π , a et r sont choisis. L'un des principaux objectifs de ce document est en effet de démontrer comment les évaluations du caractère favorable aux pauvres peuvent être robustes à une partie de ces choix.

Posons maintenant l'hypothèse qu'un choix d'indicateurs a et b a été fait. Supposons d'abord, pour simplifier les choses, que π dans l'équation (4) est différentiable relativement à a et r . Symbolisons par π^a et π^r les dérivées de premier ordre (qui comprennent l'effet de a et de r sur $\lambda(a, r)$ de $\pi(a, r; \lambda(a, r))$ relativement à a et r . Soit π^{ar} la dérivée de π^a par rapport à r . On peut alors définir les catégories suivantes d'indices combinés de privation absolue/relative :

$$\Pi(\lambda^+) = \left\{ P(\pi, \lambda) \left| \begin{array}{l} \Lambda(\lambda) \subset \Lambda(\lambda^+) \\ \pi(a, r; \lambda) = 0, \text{ si } \lambda(a, r) = 0 \\ \pi^a(a, r; \lambda) \leq 0 \text{ et } \pi^r(a, r; \lambda) \leq 0, \forall(a, r) \\ \pi^{ar}(a, r; \lambda) \geq 0, \forall(a, r). \end{array} \right. \right\} \quad (5)$$

La première ligne de l'équation (5) indique qu'un indice $P(\pi, \lambda)$ dans $\Pi(\lambda^+)$ peut totaliser la privation de tous les groupes possibles $\Lambda(\lambda)$ d'individus démunés s'ils font partie d'un plus grand groupe $\Lambda(\lambda^+)$. La deuxième ligne de l'équation (5) indique que les groupes d'individus avec (a, r) qui se situent juste à la frontière de la privation $\lambda(a, r) = 0$ ne contribuent pas à la privation totale de la population. Autrement dit, la mesure $\pi(a, r; \lambda)$ est continue dans (a, r) à $\lambda(a, r) = 0$. La troisième ligne de l'équation (5) indique qu'une hausse de a ou de r réduit la privation. Enfin, la dernière ligne de l'équation (5) indique qu'une hausse de a augmente $\pi^r(a, r; \lambda)$. Plus la valeur a est élevée, plus la baisse de privation engendrée par une hausse de r est faible. Ce qui indique également que les types de privation sont « substitutifs ».

Soit $\Delta P(\pi, \lambda) = P^B(\pi, \lambda) - P^A(\pi, \lambda)$ et $\Delta H(z_a, z_r) = H^B(z_a, z_r) - H^A(z_a, z_r)$. D'après Duclos, Sahn et Younger (2006), on peut établir l'équivalence suivante :

Proposition 1 (dominance du caractère favorable aux pauvres en termes combinés relatifs et absolus)

$$\begin{aligned} \Delta P(\pi, \lambda) < 0, \quad \forall P(\pi, \lambda) \in \Pi(\lambda^+) \\ ssi\Delta H(z_a, z_r) < 0, \quad \forall (z_a, z_r) \in \Lambda(\lambda^+) \end{aligned} \quad (6)$$

D'après la proposition 1, pour pouvoir conclure que la privation conjointe absolue/relative est plus faible dans la distribution B que dans la distribution A pour tous les indices de $\Pi(\lambda^+)$, il est nécessaire et suffisant que la proportion de population au point d'intersection $H(z_a, z_r)$ soit inférieure dans B pour tous les seuils de pauvreté possibles (z_a, z_r) dans $\Lambda(\lambda^+)$.

2.2 Privation absolue et relative dans la composante Revenus

Le résultat de la proposition 1 montre comment établir un caractère favorable aux pauvres qui soit robuste aux spécifications de π et λ . Reste la question du choix des indicateurs a et r . Le niveau des revenus (ou de consommation) est le moyen le plus couramment utilisé pour évaluer le bien-être absolu et relatif, et la pauvreté/privation. C'est également la méthode utilisée dans la section qui suit portant sur les applications. Si y symbolise le revenu, on peut exprimer a et r par les fonctions $a^j(y)$ et $r^j(y)$. Le j placé en exposant exprime la dépendance possible de ces fonctions à la distribution j , dans laquelle on observe les revenus. $a^j(y)$ et $r^j(y)$ représentent donc le bien-être absolu et le bien-être relatif d'un individu percevant un revenu y dans une distribution j . Nous obtenons donc :

$$P^j(\pi, \lambda) = \int_{\Lambda(\lambda)} \pi(a^j(y), r^j(y); \lambda) dF^j(y). \quad (7)$$

En poursuivant sur cette voie, il est utile de veiller à ce que la procédure d'agrégation décrite dans l'équation (7) intègre à la fois les normes absolues et relatives de la privation de revenus. Duclos (2009) propose un traitement formel de ces normes. On dit parfois que le changement est favorable aux pauvres s'il accroît leur niveau de vie absolu (Ravallion et Chen, 2003, par exemple). C'est le principal argument avancé en faveur de l'intégration des préoccupations de bien-être absolu dans le caractère favorable aux pauvres. Il est aussi parfois avancé que la croissance devrait être jugée favorable aux pauvres uniquement si elle bénéficie davantage aux pauvres ou qu'elle leur fait moins de tort qu'aux non-pauvres (voir Kakwani et Pernia, 2000, par exemple). C'est le principal argument avancé en faveur de l'intégration des préoccupations de bien-être relatif dans le caractère favorable aux pauvres.

Prenons le cas du bien-être absolu, de nouveau représenté par la fonction $a^j(y)$. On peut le préciser par l'axiome suivant.

L'**axiome 1** $a^j(y)$ incorpore les préoccupations de bien-être absolu si et seulement si :

$$\int \pi(a^j(y), r^j(y); \lambda) dF^j(y) = \int \pi(a^i(y), r^j(y); \lambda) dF^j(y) \text{ pour toutes les distributions possibles } F^i(y) \text{ et } F^j(y).$$

D'après l'axiome 1, le caractère favorable aux pauvres devrait rester invariable, que l'on utilise $a^i(y)$ ou $a^j(y)$ pour prendre en compte les préoccupations de bien-être absolu pour évaluer $P^j(\pi, \lambda)$. Il s'agit d'une propriété d'invariance qui oblige essentiellement la fonction $a^j(y)$ à ne pas dépendre de j ; autrement dit, on devrait avoir $a(y) = a^j(y)$. Étant donné la formulation générale de la fonction π , on peut donc, sans perdre le caractère de généralité, simplement poser $a^j(y) = y$.

Prenons maintenant le cas du bien-être relatif, représenté par la fonction $r^j(y)$. La distribution du revenu $F^j(\cdot)$ est généralement prise en compte dans l'évaluation du bien-être relatif d'une personne avec y dans j . Cela permet également de tenir compte du changement de la distribution du revenu, lorsqu'on évalue le degré de changement que les revenus des pauvres doivent afficher pour refléter le changement de la distribution globale des revenus. Soit $F^{j,\gamma}(y) = F^j(\gamma y)$ et $r^{j,\gamma}(y)$ en fonction de la distribution $F^{j,\gamma}(y)$. On obtient $F^{j,\gamma}(y)$ en multipliant (divisant) la distribution des revenus dans j par y .

L'**axiome 2** $r^j(y)$ incorpore les préoccupations de bien-être relatif si et seulement si, pour tout $\gamma > 0$:

$$\int \pi(y, r^j(y); \lambda) dF^j(y) = \int \pi(\gamma y, r^{j,\gamma}(y); \lambda) dF^{j,\gamma}(y) \text{ pour toutes les distributions possibles } F^j(y).$$

L'axiome 2 évalue la privation dans deux distributions : La première avec les revenus de j , et la seconde avec les revenus de j divisés par γ . Si le bien-être absolu est rajusté pour être identique dans les deux distributions (en multipliant y par γ), l'axiome 2 indique alors que la privation devrait engendrer un caractère similaire dans les deux distributions. Autrement dit, le caractère favorable aux pauvres devrait rester invariable, que l'on utilise $F^j(y)$ ou $F^{j,\gamma}(y)$ dans l'agrégation du bien-être relatif. L'augmentation ou la réduction proportionnelle des revenus ne devrait pas influencer sur le bien-être relatif. Il s'agit d'une propriété d'invariance qui oblige essentiellement la fonction $r^j(y)$ à être homogène avec le degré 0 dans y et dans la distribution des revenus $F^j(\cdot)$.

Plusieurs moyens permettent de forcer cette homogénéité. L'un des plus simples consiste à régulariser les revenus dans $r^j(y)$ par une statistique sommaire de la distribution du revenu j , qui est homogène avec le degré 1 de la distribution des revenus. La moyenne est une méthode fréquente qui va de soi pour réaliser cela dans le contexte des comparaisons de pauvreté relative, mais d'autres statistiques de distribution, telles que la médiane ou la valeur modale, peuvent être appliquées. C'est la méthode utilisée dans la partie de ce document portant sur les applications, à la section 3, conformément à la plupart des publications existantes sur l'évaluation du caractère

favorable aux pauvres relatif. Poser la moyenne de distribution j comme suit $\mu^j = \int y dF^j(y)$, revient à poser l'axiome suivant.

L'**axiome 3** $r^j(y)$ est défini comme le bien-être relatif normalisé par la moyenne si et seulement si, pour tout $\gamma > 0$:

$$\int \pi(y, r^j(y); \lambda) dF^j(y) = \int \pi(\mu^j y, r(y); \lambda) dF^{j, \mu^j}(y)$$
 pour toutes les distributions possibles $F^j(y)$, et où $r(y)$ est indépendant de la distribution $F^j(\cdot)$.

Étant donné la formulation générale de la fonction π , on peut donc, sans perdre le caractère de généralité, poser $r^j(y) = y/\mu^j$. Notez que ce cadre est suffisamment général pour s'appliquer à une croissance des revenus positive ou négative. On aboutit donc à des indices absolu/relatif de la forme suivante :

$$P^j(\pi, \lambda) = \int_{\Lambda(\lambda)} \pi(y, y/\mu^j; \lambda) dF^j(y) \quad (8)$$

2.3 Comparaison de la privation relative et absolue de revenus

Si l'on applique les équations (3), (8) et la proposition 1, on obtient donc $\Delta P(\pi, \lambda) < 0$, $\forall P(\pi, \lambda) \in \Pi(\lambda^+)$ (où les P correspondent aux indices de la privation relative et absolue de revenus) si et seulement si $\Delta H_*(z_a, z_r) < 0$, $\forall (z_a, z_r) \in \Lambda(\lambda^+)$, où

$$H_*^j(z_a, z_r) = \int I(y \leq z_a) I(y/\mu^j \leq z_r) dF^j(y) \quad (9)$$

Le fait que a et r dépendent tous deux uniquement de y conduit à simplifier la procédure générale de test décrite dans la proposition 1. Pour une illustration de ce phénomène, reportez-vous au graphique 2 (voir annexe). Le revenu absolu apparaît sur l'axe horizontal (y), et le revenu relatif sur l'axe vertical (y/μ). Les droites $j = A$ et $j = B$ illustrent la position des revenus pour les deux distributions. La pente de chaque droite est donnée par $1/\mu^j$. Tester la privation relative et absolue équivaut à comparer la proportion d'individus se trouvant dans un rectangle qui commence à $(0, 0)$ et finit à (z_a, z_r) .

Partons tout d'abord de l'hypothèse que le revenu moyen a augmenté lorsque l'on passe de A à B , comme le suppose aussi implicitement le graphique 2. Les individus étant concentrés sur les droites A et B , la dominance marginale de chaque dimension peut être très révélatrice de la dominance bivariée. La dominance marginale peut être vérifiée en comparant $F^{j,1}(z_a)$ à différents z_a , pour évaluer la dominance du bien-être absolu, et en comparant $F^{j,\mu^j}(z_r)$ à différents z_r pour évaluer la dominance du bien-être relatif. On obtient alors des relations intéressantes (là encore, pour le cas dans lequel $\mu^A < \mu^B$).

1. Supposons tout d'abord, comme sur le graphique 2, que $F^{B, \mu^B}(z_r) \leq F^{A, \mu^A}(z_r)$ pour $z_r \in]0, z_r^0]$. Cela implique que $F^B(\mu^B z_r^0) = F^B(z_a^0) \geq F^A(\mu^A z_r^0)$. $F^B(z_a^0)$ sur le graphique 2 correspond à la proportion des individus de la

population B qui se trouvent sur le segment od . $F^A(z_a^0)$ correspond à la proportion des individus de la population A qui se trouvent sur le segment oc . Supposons aussi que $F^{B,\mu^B}(z_r) > F^{A,\mu^A}(z_r)$ pour $z_r > z_r^0$. Il faut alors que $F^B(z_a) \leq F^A(z_a)$ pour $z_a \in]0, \mu^A z_r^0]$, où $\mu^A z_r^0 = z_a^0$ sur le graphique 2. Il en découle également que $\Delta H_*(z_a, z_r) < 0$ pour tout (z_a, z_r) dans $]0, \infty[\otimes]0, z_r^0]$. Dès lors, si une distribution B dotée d'une moyenne supérieure à A domine relativement A , il faut aussi que B domine A sur $\Pi(\lambda)$, ce qui correspond à la zone hachurée sur le graphique 2.

2. Supposons en outre que $F^B(z_a) \leq F^A(z_a)$ pour $z_a \in]0, z_a^l]$, et que $F^B(z_a) > F^A(z_a)$ pour $z_a > z_a^l$. Il en découle que $z_a^0 \leq z_a^l$. Il faut donc également que $\Delta H_*(z_a, z_r) < 0$ pour tout (z_a, z_r) dans $]0, z_a^0] \otimes]0, \infty]$. Dans ce cas, $\Lambda(\lambda)$ correspond à la zone en pointillés sur le graphique 2.
3. Dans les conditions ci-dessus, il existe aussi une zone entre z_a^0 et z_a^l , où $\Delta H_*(z_a, z_r) < 0$. Il s'agit de la zone en grisé sur le graphique 2. Elle est délimitée sur la droite par la ligne qui relie le point d au point e .
4. Pour résumer, si $\mu^A < \mu^B$ et si pour z_r^0 , nous avons $F^{B,\mu^B}(z_r) \leq F^{A,\mu^A}(z_r)$ pour $z_r \in]0, z_r^0]$, nous avons aussi $\Delta H_*(z_a, z_r) < 0$, sur l'aire $\Lambda(\lambda^+)$, représentée par la réunion des zones hachurées, en pointillés et en grisé sur le graphique 2. Cela révèle aussi que tous les indices appartenant à la catégorie relative/absolue $\Pi(\lambda)$ interpréteront nécessairement un passage de A vers B comme favorable aux pauvres.

Un raisonnement similaire et symétrique s'applique au cas où le passage de A à B génère une baisse du revenu moyen, c'est-à-dire si $\mu^A > \mu^B$. Si une distribution A dotée d'une moyenne supérieure à B domine relativement B , alors, il en découle que A domine B sur des indices de pauvreté relative/absolue $\Pi(\lambda^+)$. Cela signifie aussi que tous les indices appartenant à la catégorie relative/absolue $\Pi(\lambda^+)$ interpréteront le passage de A à B comme défavorable aux pauvres.

3. Application

3.1 Données

La méthodologie exposée ci-dessus s'applique à des changements de distribution relativement récents intervenus dans neuf pays d'Afrique du Nord et du Moyen-Orient (MENA)¹. On obtient les distributions du bien-être en reconstruisant les observations sur les dépenses individuelles à partir des parts de dépenses cumulées, à savoir des coordonnées de la courbe de Lorenz. La plupart de ces parts de dépenses cumulées peuvent être consultées sur le site Internet PovcalNet de la Banque mondiale, à l'adresse (<http://iresearch.worldbank.org/PovcalNet/jsp>). Trois autres sources permettent aussi d'obtenir les ordonnées de la courbe de Lorenz : El-Laithy et Abu-

¹ La Mauritanie et la Turquie ne font pas partie de la région MENA dans la classification des pays de la Banque mondiale. D'autres institutions englobent toutefois ces deux pays dans la liste des pays MENA du fait de leur proximité géographique de la région. Par exemple, la Mauritanie est considérée comme un pays d'Afrique du Nord par la Banque africaine de développement.

Ismail (2005) pour la Syrie en 1997 et 2003 ; le ministère des Affaires économiques et du Développement (2006) pour la distribution des dépenses de la Mauritanie en 2004 ; et l'Institut national de la statistique (2007) pour les parts des dépenses cumulées de la Tunisie en 2005.

La procédure suivie est celle suggérée par Shorrocks et Wan (2008) qui, contrairement à plusieurs autres méthodes, garantit que les caractéristiques des échantillons reconstruits correspondent exactement aux ordonnées de la courbe de Lorenz utilisées². La procédure est appliquée à neuf pays qui ont connu différents schémas d'évolution de la croissance et de la pauvreté. Il s'agit de l'Égypte, de l'Iran, de la Jordanie, du Maroc, de la Mauritanie, de la Syrie, de la Tunisie, de la Turquie et du Yémen. Les périodes couvertes vont de 1993 à 2007.

Pour comparer la pauvreté sur diverses périodes et dans divers pays, nous avons besoin d'unités de mesure comparables dans le temps et l'espace. Les données de PovcalNet fournissent de telles unités. Par ailleurs, nous transformons les données relatives aux dépenses par habitant provenant de sources autres que PovcalNet en prix de 2005, en utilisant les indices des prix à la consommation publiés par les instances nationales de chaque pays. Nous convertissons ensuite ces dépenses en dollars EU de 2005 à l'aide des parités du pouvoir d'achat de 2005 (PPA) trouvées dans PovcalNet pour la Mauritanie et à la Banque mondiale (2008) pour la Syrie et la Tunisie. Les PPA sont couramment utilisées pour comparer la pauvreté absolue et le bien-être social. De telles comparaisons entre pays doivent néanmoins être interprétées avec prudence dans la mesure où elles peuvent être influencées par des changements marginaux dans les PPA. Toutefois, les comparaisons de la pauvreté relative ne sont pas influencées par les changements des PPA nationales³.

3.2 Statistiques descriptives

Le tableau 1 (*voir annexe*) fournit des statistiques descriptives sur les dépenses quotidiennes moyennes par habitant dans les divers pays, l'incidence de la pauvreté absolue ($H_*(z_a, \infty)$) pour un seuil de pauvreté z_a fixé à « deux dollars par jour », l'incidence de la pauvreté relative ($H_*(\infty, z_r)$) pour un seuil de pauvreté z_r fixé à la moitié des dépenses moyennes, et l'indice de Gini. Le nombre des observations générées pour les échantillons reconstruits est de 500 dans tous les cas.

Le tableau 1 montre que les dépenses moyennes par habitant en Mauritanie et au Yémen ne sont pas éloignées du seuil de pauvreté conventionnel de « deux dollars par jour ». Cela explique en grande partie les taux de pauvreté absolue relativement élevés relevés dans ces deux pays, par rapport aux autres. À l'exception de la Mauritanie, du Yémen et de l'Égypte en 2004, les pays MENA figurant dans le tableau 1 affichent des taux de pauvreté absolue modérés depuis 2000, allant de 7,4 % de la population en Iran en 2005 à 13 % au Maroc en 2007. Ces taux sont très inférieurs à l'incidence de la pauvreté relative.

Dans la plupart des cas, les pays n'ont pas enregistré d'évolution statistiquement notable de la pauvreté tant absolue que relative. L'Iran a connu une réduction de 0,2 point de pourcentage de l'incidence de la pauvreté absolue entre 1998 et 2005, et un recul de 7,8 points de la pauvreté

² À cette fin, nous avons utilisé la dernière version du « Distributive Analysis Stata Package » (DASP) d'Araar et Duclos (2007), qui applique cette procédure.

³ Voir, par exemple, Chen, Datt et Ravallion (1994) pour un examen de l'utilisation de la PPP dans les comparaisons internationales de la pauvreté.

relative. Si la réduction de la pauvreté relative en Iran est statistiquement significative, celle de la pauvreté absolue ne l'est pas. La Tunisie est le seul pays à avoir enregistré une baisse statistiquement significative de la privation tant relative (-1,4 point de pourcentage) qu'absolue (-11,8 points). Le Yémen est le seul pays qui a vu grimper la pauvreté à la fois absolue et relative.

L'Égypte, la Jordanie, le Maroc et la Syrie ont connu une diminution de leur taux de pauvreté absolue. Cependant, leur taux de pauvreté relative s'est accru. Ces résultats excluent le caractère relatif conventionnel de premier ordre favorable aux pauvres dans ces pays.

Les conditions exigeant une dominance combinée du caractère favorable aux pauvres en termes relatifs et absolus, elles empêchent aussi le caractère bidimensionnel favorable aux pauvres sur $\Lambda(\lambda^+)$. Cet aspect est confirmé par les tests de dominance stochastique à une variable du graphique 13 pour l'Égypte, du graphique 15 pour la Jordanie, du graphique 17 pour le Maroc et du graphique 19 pour la Syrie. Sur la partie gauche de chacun de ces graphiques, (voir annexe), le haut du graphique représente l'incidence de la pauvreté absolue $H^j(z_a, \infty)$ pour le pays j à chacune des deux périodes considérées pour différents z_a allant de 0 à 5 dollars par jour, tandis que le bas illustre les différences de pauvreté absolue, $\Delta H(z_a)$, pour la même fourchette de z_a (avec des intervalles de confiance de 95 %). Dans la partie droite, le haut du graphique représente la proportion de la population vivant dans la pauvreté relative ($H^j(\infty, z_r)$) pour différents z_r , allant de 0 à 100 % des dépenses moyennes par habitant (μ^j), tandis que le bas illustre les différences de pauvreté relative ($\Delta H^j(z_a)$).

3.3 Caractères favorables aux pauvres en termes combinés absolus et relatifs

Les tests de dominance stochastique bivariée décrits au point 6 sont illustrés sur le graphique 4 pour la Tunisie, le graphique 6 pour la Mauritanie, le graphique 8 pour l'Iran, le graphique 10 pour le Yémen, le graphique 12 pour la Turquie, le graphique 14 pour l'Égypte, le graphique 16 pour la Jordanie, le graphique 18 pour le Maroc et le graphique 20 pour la Syrie. L'axe de devant indique la fourchette des seuils de pauvreté absolue (z_a), tandis que celui de droite correspond à la fourchette des seuils de pauvreté relative (z_r). L'axe vertical représente la différence dans l'incidence conjointe de la privation absolue et relative ($\Delta H^*(z_a, z_r)$) aux points définis dans le domaine $(y, y/\mu^j)$. Si $\Delta H^*(z_a, z_r) < 0, \forall (z_a, z_r) \in \Lambda(\lambda^+)$, alors la croissance économique a été clairement favorable aux pauvres en ce sens que le changement sera considéré comme favorable aux pauvres quel que soit le choix de l'indice de pauvreté et les limites de la pauvreté dans la catégorie $\Pi(\lambda^+)$.

Globalement, les figures mettent en évidence l'existence de trois groupes de pays. Le premier comprend la Tunisie, et, dans une moindre mesure, l'Iran et la Mauritanie. Ces pays ont enregistré une forte baisse de la pauvreté tant absolue que relative. Le deuxième regroupe le Yémen et la Turquie, qui ont connu une aggravation de la privation à la fois absolue et relative. Le troisième englobe les autres pays, à savoir l'Égypte, la Jordanie, le Maroc et la Syrie. Ils ont vu diminuer l'une des dimensions de la privation et augmenter l'autre.

3.3.1 Expériences de croissance favorable aux pauvres en Iran, en Mauritanie et en Tunisie

La partie gauche du graphique 3 pour la Tunisie montre que $\Delta H_*(z_a, \infty)$ n'est jamais supérieur à zéro (pour $z_a < 5$). En outre, pour tout $z_a > 1$, les valeurs négatives de $\Delta H_*(z_a, \infty)$ sont statistiquement différentes de zéro au niveau de 5 %. Ainsi, la croissance économique enregistrée par la Tunisie entre 1995 et 2005 a clairement fait baisser le niveau de pauvreté absolue du pays, signifiant qu'il existe une dominance de la pauvreté absolue de premier ordre pour la Tunisie de 1995 à 2005⁴. Le graphique 5 montre que la Mauritanie a connu une même baisse statistiquement significative de la pauvreté absolue.

La partie droite du graphique 3 pour la Tunisie et du graphique 5 pour la Mauritanie montre que $\Delta H_*(\infty, z_r)$ n'est pas statistiquement distinct de zéro pour beaucoup des $z_r \in [0, 1]$. Cela signifie qu'il n'est pas possible de déduire l'existence d'une dominance de la pauvreté relative pour tous ces z_r . Cependant, si nous limitons la fourchette des z_r à $[0, 0,8]$ pour la Tunisie et $[0, 0,4]$ pour la Mauritanie, et que nous ignorons la variabilité de l'échantillon, nous pouvons conclure que la croissance économique a clairement fait reculer la pauvreté relative en Tunisie et en Mauritanie.

Le graphique 7 révèle une baisse modeste de la pauvreté absolue en Iran entre 1998 et 2005, trop petite pour qu'un quelconque $z_a \in [0, 2]$ puisse être déclaré comme étant statistiquement significatif⁵. Cependant, la partie droite du graphique 7 indique que l'Iran a connu une baisse statistiquement significative de la pauvreté relative sur la période 1998-2005. Bien que l'on ne puisse en déduire une dominance de la pauvreté absolue en Iran, cela implique que les changements intervenus entre 1998 et 2005 ont été relativement favorables aux pauvres.

La présence de la dominance, dans les dimensions tant absolue que relative du bien-être, a conduit à une dominance du caractère combiné favorable aux pauvres en Tunisie, comme le montre le graphique 4. $\Delta H_*(z_a, z_r)$ est soit nul soit négatif. Il n'est jamais positif pour aucun couple de (z_a, z_r) dans $[0, 5] \otimes [0, 0,8]$. Un résultat similaire s'applique à l'Iran et à la Mauritanie, mais dans une fourchette plus étroite de z_a pour l'Iran et de z_r pour la Mauritanie. Si l'on fait abstraction de la variabilité de l'échantillon, le graphique 8 pour l'Iran montre en effet qu'il existe une dominance bivariée du caractère favorable aux pauvres de 1998 à 2008 pour tout couple de (z_a, z_r) dans $[0, 2] \otimes [0, 0,8]$, tandis que le graphique 6 révèle l'existence d'une dominance bivariée du caractère favorable aux pauvres en Mauritanie pour tout (z_a, z_r) dans $[0, 5] \otimes [0, 0,4]$. En d'autres termes, le schéma de croissance dans ces trois pays a essentiellement produit un effet double sur la pauvreté, augmentant le revenu moyen des pauvres et réduisant les inégalités de revenu. Il en a découlé un degré moindre de privation absolue et relative combinée telle que mesurée par tout indice dans $\Pi(\lambda^+)$.

⁴ La pauvreté et les inégalités étaient toutefois en hausse en Tunisie au cours de la première moitié des années 1990. Vous trouverez davantage de détails sur le sujet dans Bibi et Nabli (2009).

⁵ Le tableau 1 montre que la baisse iranienne de 0,2 point de pourcentage de l'incidence de la pauvreté absolue n'est pas statistiquement significative.

3.3.2 *Expériences de croissance défavorable aux pauvres en Turquie et au Yémen*

Le Yémen fait apparaître un schéma plutôt différent du changement en termes de distribution. La forte baisse des dépenses moyennes par habitant enregistrée par le Yémen entre 1998 et 2005 a fait s'envoler la privation tant relative qu'absolue, comme l'illustre le graphique 9. Ainsi, les tests de dominance bivariée du caractère favorable aux pauvres sont concluants, mais dans le sens opposé, puisque $\Delta H_*(z_a, z_r)$ sur le graphique 10 est positif pour différentes valeurs de $H_*(z_a, z_r)$. La récession économique du Yémen a davantage touché les pauvres que les non-pauvres, en termes absolus mais aussi relatifs. Il s'en est suivi un degré plus élevé de privation absolue et relative combinée telle que mesurée par tout indice dans $\Pi(\lambda^+)$.

À la différence du Yémen, les dépenses moyennes par habitant de la Turquie, exprimées en dollars EU de 2005 corrigés de la PPA, se sont accrues de 6,8 dollars par jour en 1994 à 7,8 dollars par jour en 2005. Néanmoins, en termes de distribution, les effets de la croissance en Turquie ont été similaires à ceux du Yémen. Le graphique 11 montre que la Turquie a connu une augmentation statistiquement significative de la pauvreté relative entre 1994 et 2005, pour des valeurs de z_r allant de 20 % à 60 % du revenu moyen. L'évolution de la pauvreté absolue pour tout z_a inférieur à deux dollars par jour est jugée positive, bien qu'elle ne soit pas statistiquement significative. Abstraction faite de la variabilité de l'échantillon, l'effet conjoint réside dans une hausse vigoureuse de la privation absolue et relative combinée en Turquie entre 1994 et 2005, comme le montre le graphique 12.

3.3.3 *Effets non concluants de la croissance sur la pauvreté en Égypte, en Jordanie, au Maroc et en Syrie*

La partie gauche du graphique 13 pour l'Égypte, du graphique 15 pour la Jordanie, du graphique 17 pour le Maroc et du graphique 19 pour la Syrie montre clairement que $\Delta H_*(z_a, \infty)$ n'est jamais supérieur à zéro (pour $z_a < 5$) dans ces quatre pays MENA. En outre, pour plusieurs de ces pays, $z_a < 5$, $\Delta H_*(z_a, \infty)$ est négatif, avec des valeurs statistiquement significatives au niveau de 5 %. La croissance économique enregistrée par ces pays au cours de la dernière décennie a donc eu tendance à faire reculer la pauvreté absolue. Toutefois, la partie droite de ces mêmes figures montre que $\Delta H_*(\infty, z_r)$ est soit nul, soit (souvent) statistiquement supérieur à 0 pour des valeurs de z_r situées dans l'intervalle $[0, 1]$. On ne saurait donc en conclure que la dernière période domine la première en termes de pauvreté relative.

L'absence de dominance de premier ordre dans la dimension relative du bien-être exclut la dominance bivariée du caractère favorable aux pauvres, comme l'illustrent le graphique 14 pour l'Égypte, le graphique 16 pour la Jordanie, le graphique 18 pour le Maroc et le graphique 20 pour la Syrie. $\Delta H_*(z_a, z_r)$ affiche des valeurs à la fois positives et négatives, en fonction du choix de (z_a, z_r) . On ne peut donc conclure que l'évolution de la privation absolue et relative combinée présente un caractère favorable aux pauvres dans ces quatre pays, même si nous ignorons si les valeurs prises par $\Delta H_*(z_a, z_r)$ sont statistiquement différentes de 0.

4. Conclusion

La réduction de la pauvreté a été placée au cœur de l'analyse de l'impact de la croissance sur le développement. Un large consensus existe désormais sur l'importance à la fois du taux de la croissance et de ses effets distributifs pour évaluer son rôle dans le développement. Cette étude propose une méthode permettant de mesurer l'impact distributif de la croissance en termes à la fois absolus et relatifs par un test bivarié portant sur le caractère favorable aux pauvres de la croissance.

Cette méthode nous permet de concilier les approches relative et absolue de l'évaluation de la pauvreté et de déterminer si les changements dans la distribution ont été résolument favorables ou défavorables aux pauvres dans neuf pays MENA ces quinze dernières années. Certains pays MENA, comme la Tunisie et la Mauritanie, ont enregistré une forte baisse de la privation tant absolue que relative. La situation est similaire pour l'Iran bien que les résultats des tests statistiques soient faibles. Le Yémen et la Turquie ont connu une hausse de la pauvreté absolue et relative combinée. D'autres pays (Égypte, Jordanie, Maroc et Syrie) ont vu la pauvreté absolue reculer et la pauvreté relative progresser. Les résultats sont donc spécifiques à chaque pays.

Globalement, cette étude montre qu'il est important de s'attacher à l'expérience individuelle des divers pays lorsqu'il s'agit d'analyser l'impact de la croissance. Elle révèle aussi que si la croissance économique fait souvent fortement reculer la pauvreté absolue, elle peut également l'aggraver, tout en accroissant dans le même temps la pauvreté relative. Dans de nombreux cas, le fait de savoir si les changements dans la distribution seront jugés bénéfiques pour les pauvres dépendra de la manière dont seront évalués les effets favorables aux pauvres, en termes tant relatifs qu'absolus.

Références bibliographiques

Araar, A. et J.-Y. Duclos (2007). « DASP: Distributive Analysis Stata Package », PEP, CIRPÉE et Banque mondiale, Université Laval.

Araar, A., J.-Y. Duclos, M. Audet et P. Makdissi (à paraître). « Testing for pro-poorness of growth, with an application to Mexico », *Review of Income and Wealth*.

Banque mondiale (2002). « Globalisation, Growth, and Poverty », World Bank Policy Research Report.

Banque mondiale (2008). « Global Purchasing Power Parities and Real Expenditures: 2005 International Comparison Programme », rapport technique, Washington.

Bibi, S. et M. K. Nabli (2009). « Income Inequality in the Arab Region: Data and Measurement, Patterns and Trends », *Middle East Development Journal*, 1, p.1-40.

Bourguignon, F. (2003). « The Poverty-Growth-Inequality Triangle », *Conférence pauvreté, inégalité et croissance*, Paris : Agence française de développement.

Chen, S., G. Datt et M. Ravallion (1994). « Is Poverty Increasing in the Developing World? » *Review of Income and Wealth*, 40, p. 359-376.

Dollar, D. et A. Kraay (2002). « Growth Is Good for the Poor », *Journal of Economic Growth*, 7, p. 195-225.

Duclos, J.-Y. (2009). « What is ‘Pro-Poor’? » *Social Choice and Welfare*, 32, p. 37-58.

Duclos, J.-Y., D. E. Sahn et S. D. Younger (2006). « Robust Multidimensional Poverty Comparison », *Economic Journal*, 113, p. 943-968.

Eastwood, R. et M. Lipton (2001). « Pro-poor Growth and Pro-Growth Poverty Reduction: What do they Mean? What does the Evidence Mean? What can Policymakers do? » *Asian Development Review*, 19, p. 1-37.

El-Laithy, H. et K. Abu-Ismaïl (2005). « Poverty in Syria: 1996-2004. Diagnosis and Pro-Poor Policy Considerations », rep. tech., PNUD, Syrie.

Institut national de la statistique (2007). « Enquête Nationale sur les Dépenses, la Consommation, et le Niveau de Vie des Ménages en 2005 », rep. tech., ministère du Développement et de la Coopération internationale, Tunisie.

Kakwani, N., S. Khandker et H. Son (2003). « Poverty Equivalent Growth Rate: With Applications to Korea and Thailand », rep. tech., Commission économique pour l’Afrique.

Kakwani, N. et E. Pernia (2000). « What is Pro-Poor Growth? » *Asian Development Review*, 18, p. 1-16.

Klasen, S. (2004). « In Search of the Holy Grail: How to Achieve Pro-Poor Growth? », *Toward Pro Poor Policies-Aid, Institutions, and Globalisation*, éd. par B. Tungodden, N. Stern et I. Kolstad, New York : Oxford University Press, p. 63-94.

Ministère des Affaires économiques et du Développement (2006). « Profil de la pauvreté en Mauritanie-2004 », rapport technique, Commissariat aux droits de l'homme, à la lutte contre la pauvreté et à l'insertion, Mauritanie.

Organisation des Nations Unies (2000). *A Better World for All*, New York.

Ravallion, M. (2001). « Growth, Inequality and Poverty: Looking Beyond Averages », *World Development*, 29, p. 1803-1815.

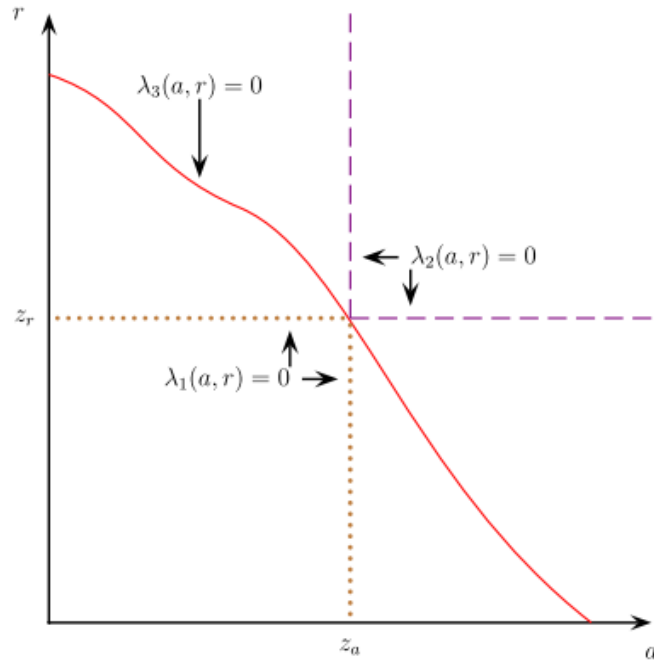
Ravallion, M. et S. Chen (2003). « Measuring Pro-poor Growth », *Economics Letters*, 78, p. 93-99.

Sen, A. (1981). *Poverty and Famine: An Essay on Entitlement and Deprivation*, Clarendon Press, Oxford University Press.

Shorrocks, A. et G. Wan (2008). « Ungrouping Income Distributions: Synthesising Samples for Inequality and Poverty Analysis », document de travail, UNU-WIDER, <http://ideas.repec.org/p/unu/wpaper/rp2008-16.html>.

Annexe

Graphique 1
Privation en matière de bien-être absolu et relatif



Graphique 2
Croissance favorable aux pauvres en termes relatifs et absolus

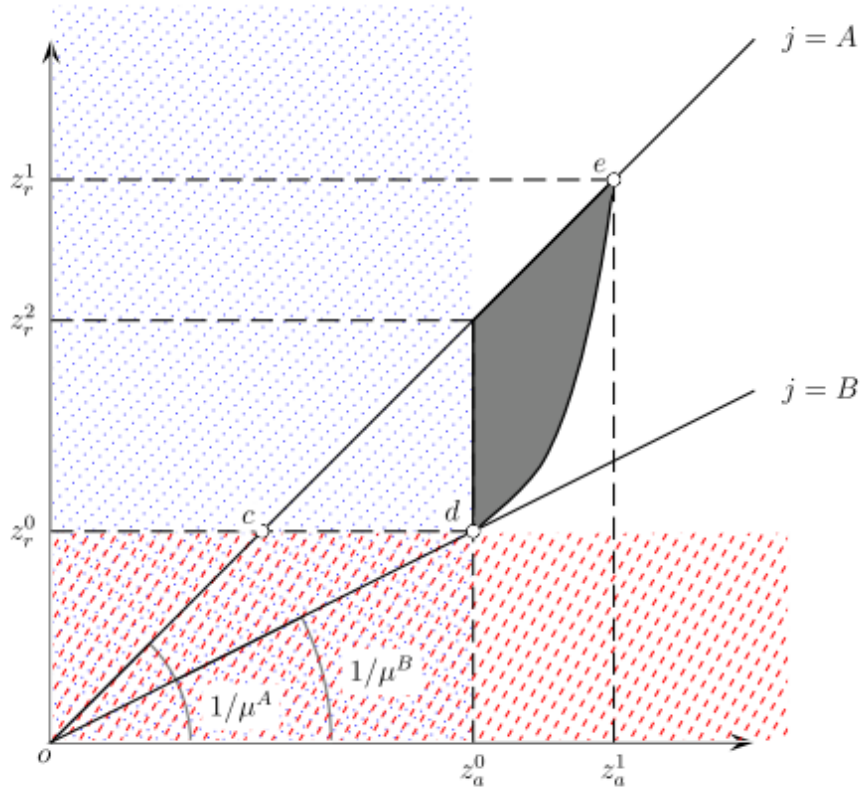


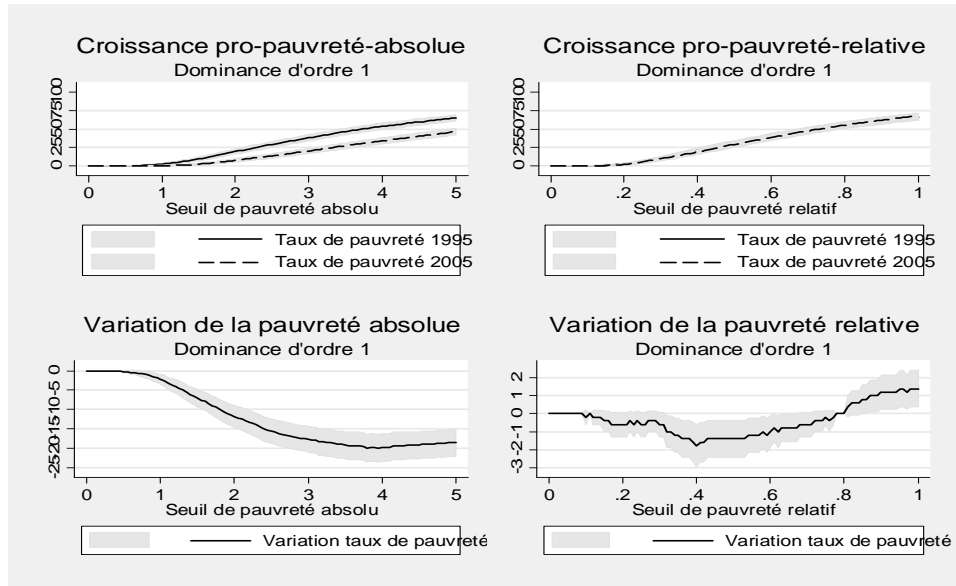
Tableau 1
Statistiques descriptives

| | Egypte | | | Iran | | | Jordanie | | |
|---|---------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|---------------|---------------|-----------------|
| | 1995 | 2004 | Δ | 1998 | 2005 | Δ | 1997 | 2006 | Δ |
| Dépenses moyennes par tête | 3.26 (0.1) | 3.75 (0.12) | 0.49 (0.03) | 8.4 (0.4) | 6.6 (0.3) | -1.8 (0.13) | 5.05 (0.2) | 7 (0.3) | 1.95 (0.08) |
| $H_*(z_a, \infty)$ au seuil de 2 \$ / jour | 25.0 (1.9) | 17.8 (1.7) | -7.2 (1.2) | 7.6 (1.2) | 7.4 (1.2) | -0.2 (0.2) | 10.4 (1.4) | 3.6 (0.8) | -6.8 (1.1) |
| $H_*(\infty, z_r)$ $z_r = 0.5 \mu$ | 11.2 (1.6) | 14.0 (1.8) | 2.8 (0.7) | 33.2 (2.1) | 25.4 (1.9) | -7.8 (1.2) | 21.0 (2.1) | 22.8 (2.1) | 1.8 (0.6) |
| Indice de Gini | 30.0 (1.2) | 32.0 (1.4) | 2.0 (0.1) | 44.0 (1.6) | 38.3 (1.5) | -5.7 (0.1) | 36.3 (1.6) | 37.5 (1.5) | 1.2 (0.2) |
| | Mauritanie | | | Maroc | | | Syrie | | |
| | 1995 | 2004 | Δ | 1998 | 2007 | Δ | 1997 | 2003 | Δ |
| Dépenses moyennes par tête | 2.62 (0.1) | 3.62 (0.2) | 1 (0.08) | 4.33 (0.2) | 5.38 (0.2) | 1.05 (0.06) | 5.72 (0.2) | 6.51 (0.3) | 0.79 (0.06) |
| $H_*(z_a, \infty)$ au seuil de 2 \$ / jour | 48.6 (2.2) | 30.6 (2.1) | -18 (1.7) | 22.6 (1.9) | 13.0 (1.5) | -9.6 (1.3) | 5.4 (1.0) | 4.6 (0.9) | -0.8 (0.4) |
| $H_*(\infty, z_r)$ $z_r = 0.5 \mu$ | 24.4 (1.8) | 24.4 (2.4) | 0.0 (0.8) | 27.0 (2.1) | 27.2 (2.3) | 0.2 (0.3) | 18.6 (1.8) | 23.6 (2.2) | 5.0 (1.0) |
| Indice de Gini | 37.3 (1.3) | 39.3 (2.0) | 2 (0.8) | 39.4 (1.5) | 40.5 (1.6) | 1.1 (0.1) | 33.8 (3.0) | 37.4 (1.8) | 3.6 (0.2) |
| | Tunisie | | | Turquie | | | Yemen | | |
| | 1995 | 2005 | Δ | 1994 | 2005 | Δ | 1998 | 2005 | Δ |
| Dépenses moyennes par tête | 5.14 (0.2) | 7.26 (0.3) | 2.12 (0.1) | 6.79 (0.28) | 7.82 (0.36) | 1.03 (0.08) | 3.01 (0.1) | 2.80 (0.1) | -0.21 (0.03) |
| $H_*(z_a, \infty)$ au seuil de 2 \$ / jour | 19.6 (1.8) | 7.8 (1.2) | -11.8 (1.4) | 9.96 (1.3) | 9.96 (1.3) | 0 (0) | 35.0 (2.1) | 45.6 (2.2) | 10.6 (1.4) |
| $H_*(\infty, z_r)$ $z_r = 0.5 \mu$ | 30.6 (2.0) | 29.2 (2.1) | -1.4 (0.5) | 29.4 (2.0) | 30.6 (2.1) | 1.2 (0.5) | 20.0 (1.7) | 22.8 (2.2) | 2.8 (1.1) |
| Indice de Gini | 41.6 (1.5) | 41.3 (1.6) | -0.3 (0.1) | 41.3 (1.5) | 43.2 (1.7) | 1.9 (0.2) | 33.5 (1.2) | 37.8 (1.8) | 4.3 (0.6) |

N.B Les erreurs types sont entre parenthèses

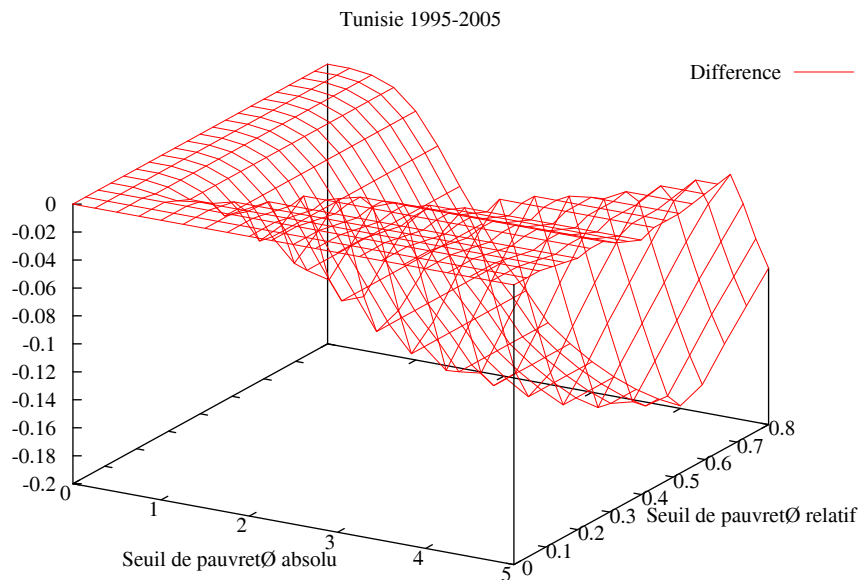
Graphique 3

Courbes unidimensionnelles de dominance de la pauvreté en utilisant les ordonnées de la courbe de Lorenz de 1995 pour la Tunisie figurant dans Povcal, les ordonnées de la courbe de Lorenz de 2005 de l'Institut national de la statistique tunisien (2007) et la procédure de Shorrocks et Wan (2008) pour reconstruire les données individuelles.



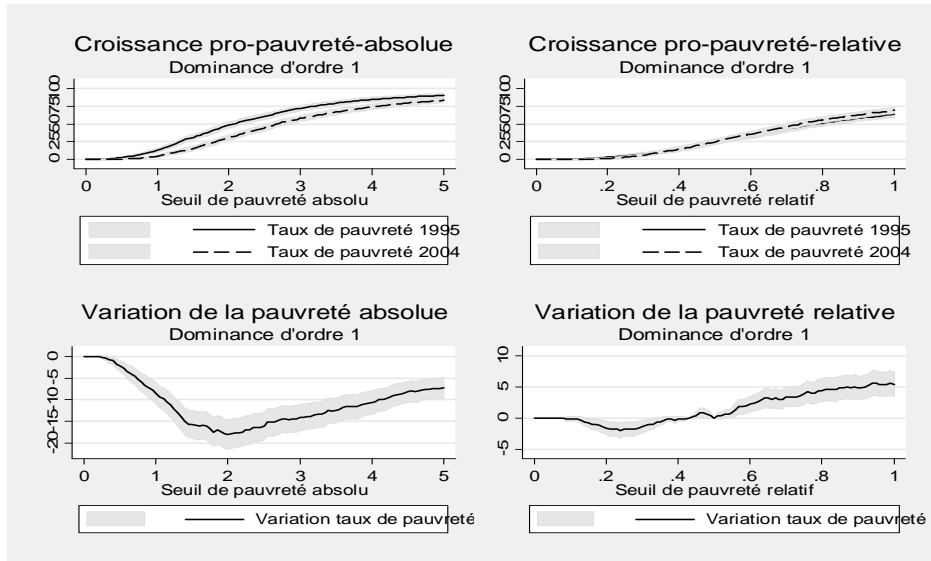
Graphique 4

Courbes bidimensionnelles de dominance de la croissance en utilisant les ordonnées de la courbe de Lorenz de 1995 pour la Tunisie figurant dans Povcal, les ordonnées de la courbe de Lorenz de 2005 de l'Institut national de la statistique tunisien (2007) et la procédure de Shorrocks et Wan (2008) pour reconstruire les données individuelles.



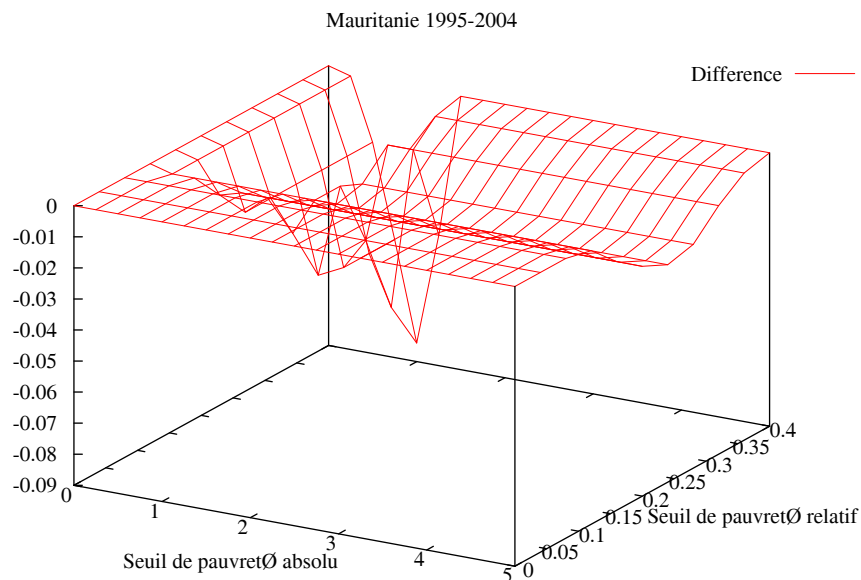
Graphique 5

Courbes unidimensionnelles de dominance de la pauvreté en utilisant les ordonnées de la courbe de Lorenz de 1995 pour la Mauritanie figurant dans Povcal, les ordonnées de la courbe de Lorenz de 2004 du ministère mauritanien de l'Économie et du Développement (2006) et la procédure de Shorrocks et Wan (2008) pour reconstruire les données individuelles.



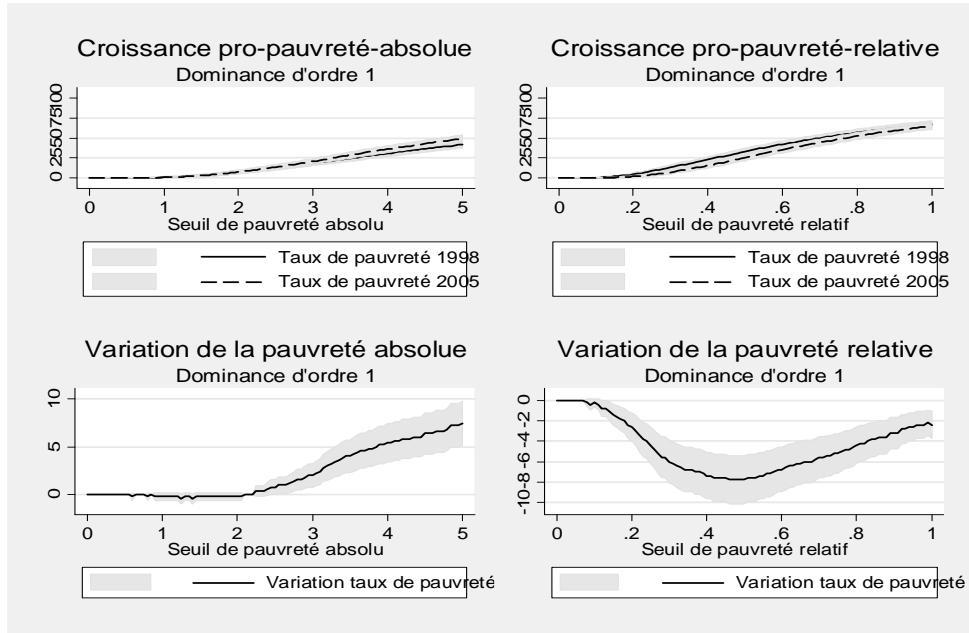
Graphique 6

Courbes unidimensionnelles de dominance de la croissance en utilisant les ordonnées de Lorenz de 1995 pour la Mauritanie figurant dans Povcal, les ordonnées de Lorenz de 2004 du ministère mauritanien de l'Économie et du Développement (2006) et la procédure de Shorrocks et Wan (2008) pour reconstruire les données individuelles.



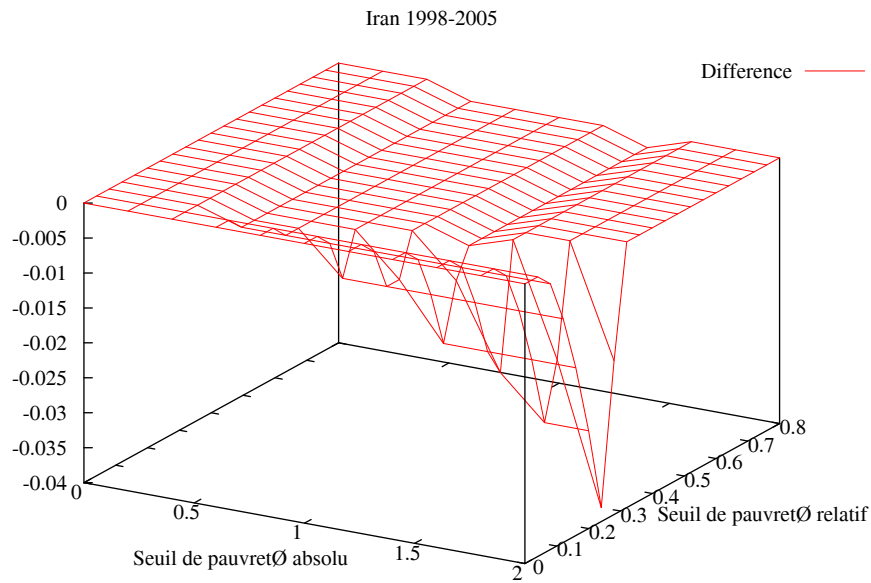
Graphique 7

Courbes unidimensionnelles de dominance de la pauvreté en utilisant les ordonnées de la courbe de Lorenz de 1998-2005 pour l'Iran figurant dans Povcal et la procédure de Shorrocks et Wan (2008) pour reconstruire les données individuelles.



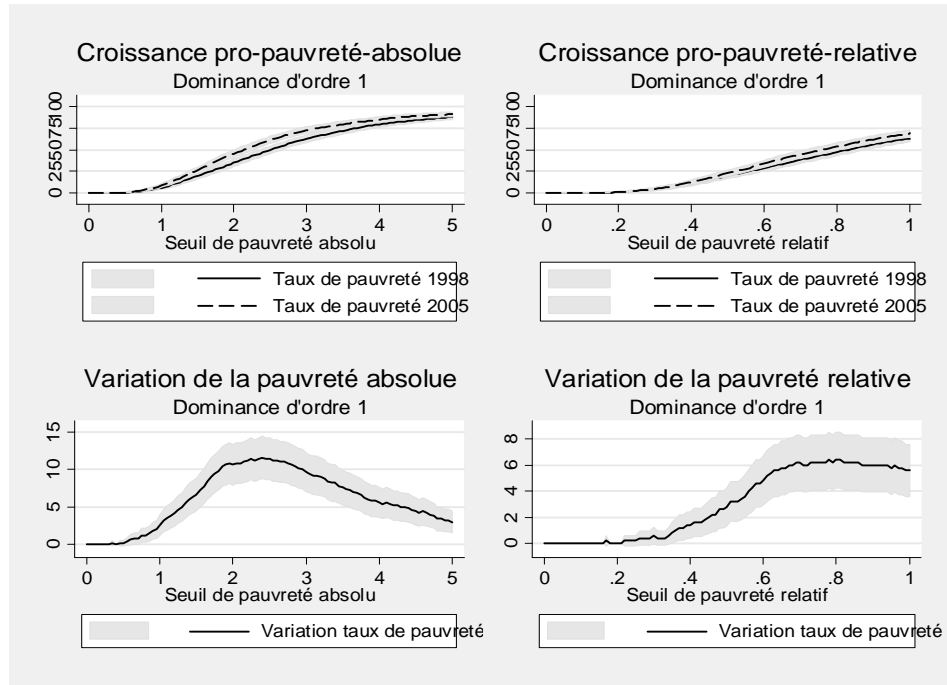
Graphique 8

Courbes bidimensionnelles de dominance de la croissance en utilisant les ordonnées de la courbe de Lorenz de 1998-2005 pour l'Iran figurant dans Povcal et la procédure de Shorrocks et Wan (2008) pour reconstruire les données individuelles.



Graphique 9

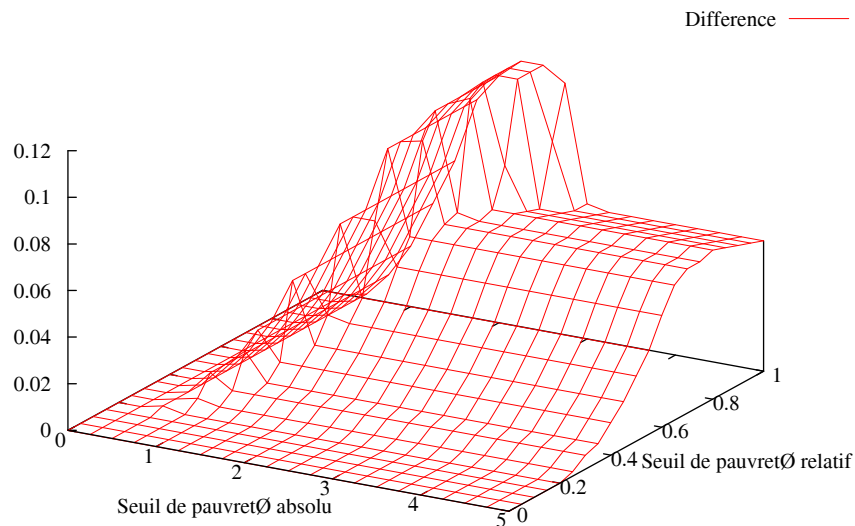
Courbes unidimensionnelles de dominance de la pauvreté en utilisant les ordonnées de la courbe de Lorenz de 1998-2005 pour le Yémen figurant dans Povcal et la procédure de Shorrocks et Wan (2008) pour reconstruire les données individuelles.



Graphique 10

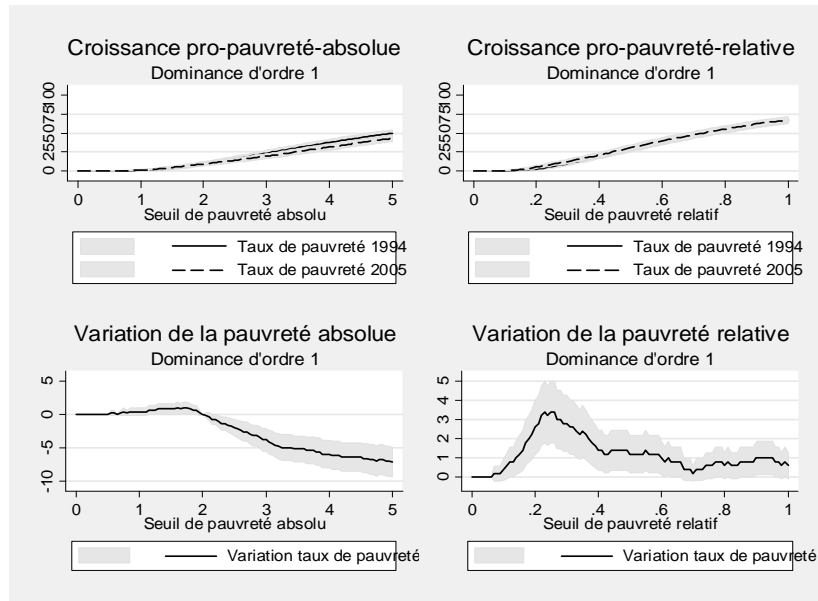
Courbes bidimensionnelles de dominance de la croissance en utilisant les ordonnées de la courbe de Lorenz de 1998-2005 pour le Yémen figurant dans Povcal et la procédure de Shorrocks et Wan (2008) pour reconstruire les données individuelles.

Yemen 1998-2005



Graphique 11

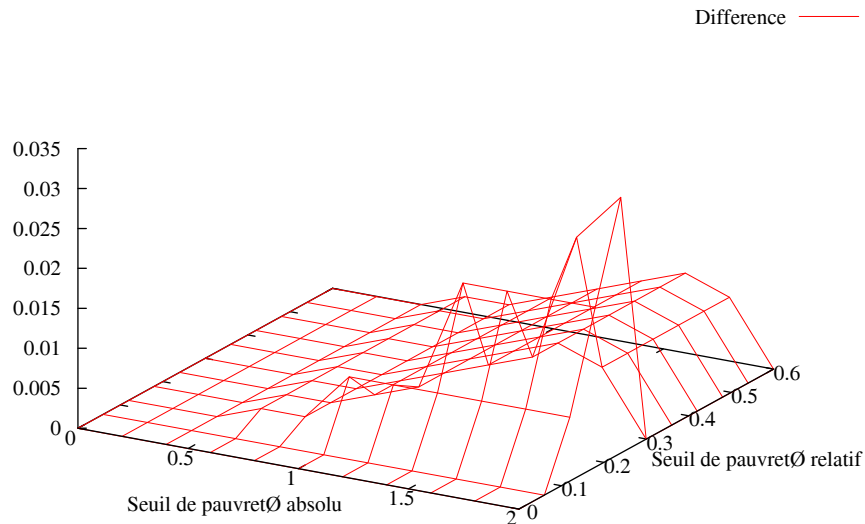
Courbes unidimensionnelles de dominance de la pauvreté en utilisant les ordonnées de la courbe de Lorenz de 1994-2005 pour la Turquie figurant dans Povcal et la procédure de Shorrocks et Wan (2008) pour reconstruire les données individuelles.



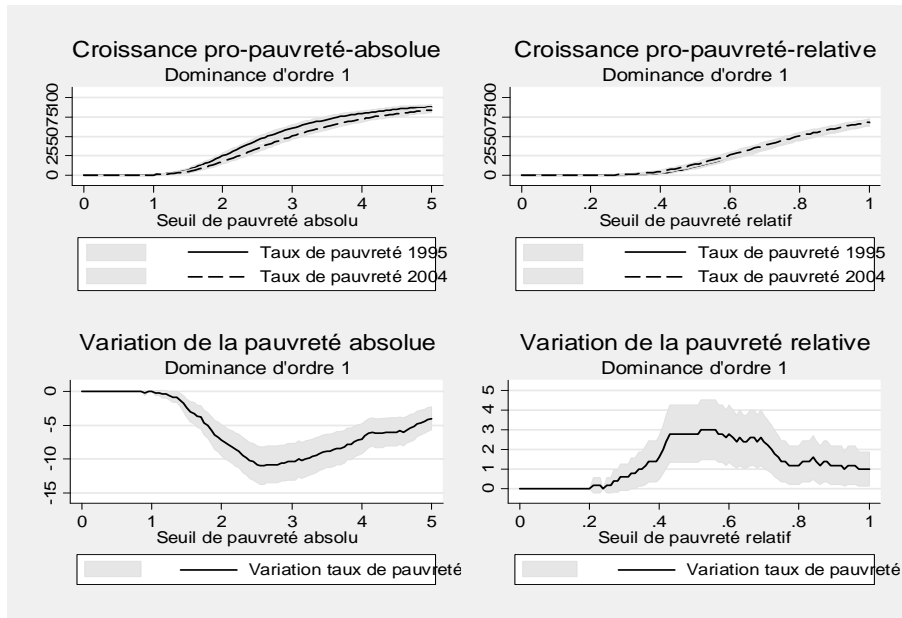
Graphique 12

Courbes bidimensionnelles de dominance de la croissance en utilisant les ordonnées de la courbe de Lorenz de 1994-2005 pour la Turquie figurant dans Povcal et la procédure de Shorrocks et Wan (2008) pour reconstruire les données individuelles.

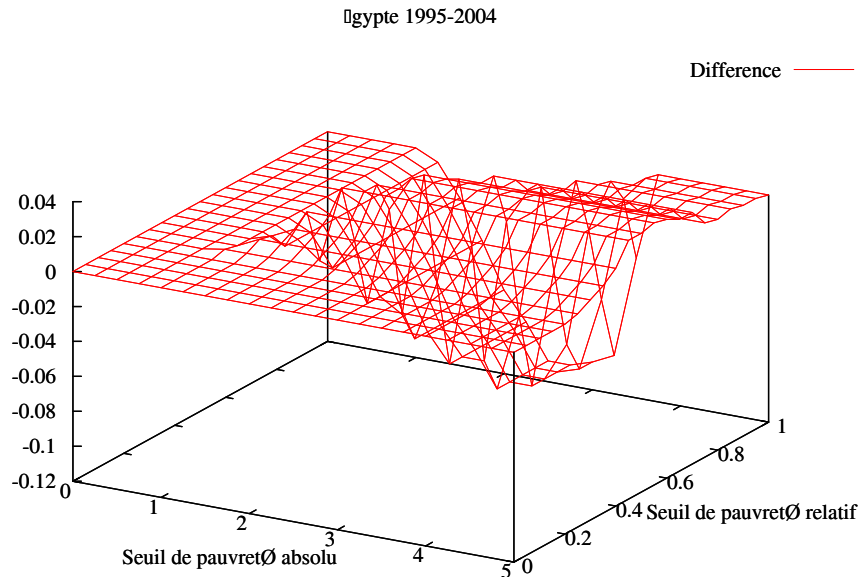
Turquie 1994-2005



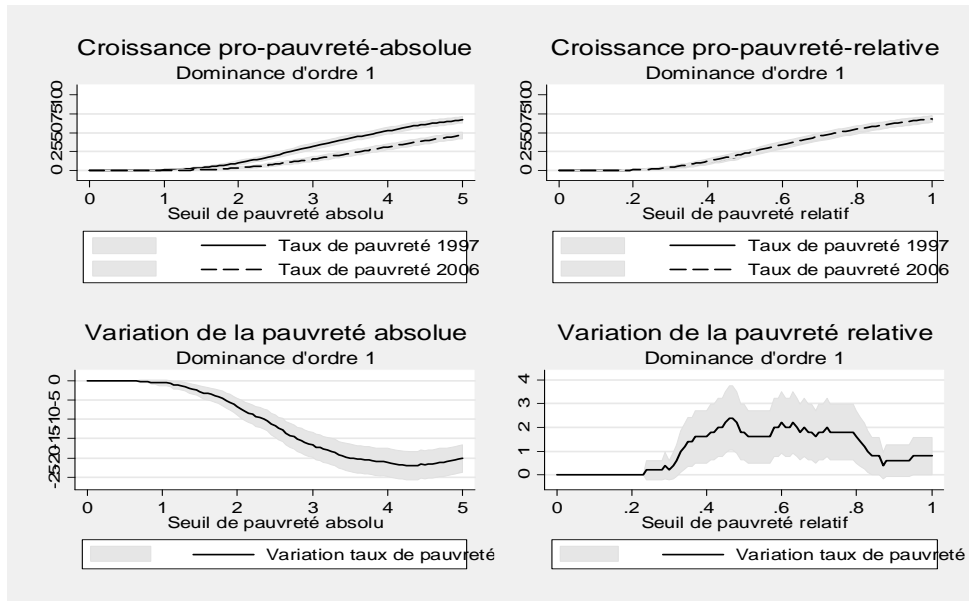
Graphique 13
Courbes unidimensionnelles de dominance de la pauvreté en utilisant les ordonnées de la courbe de Lorenz de 1995-2004 pour l'Égypte figurant dans Povcal et la procédure de Shorrocks et Wan (2008) pour reconstruire les données individuelles.



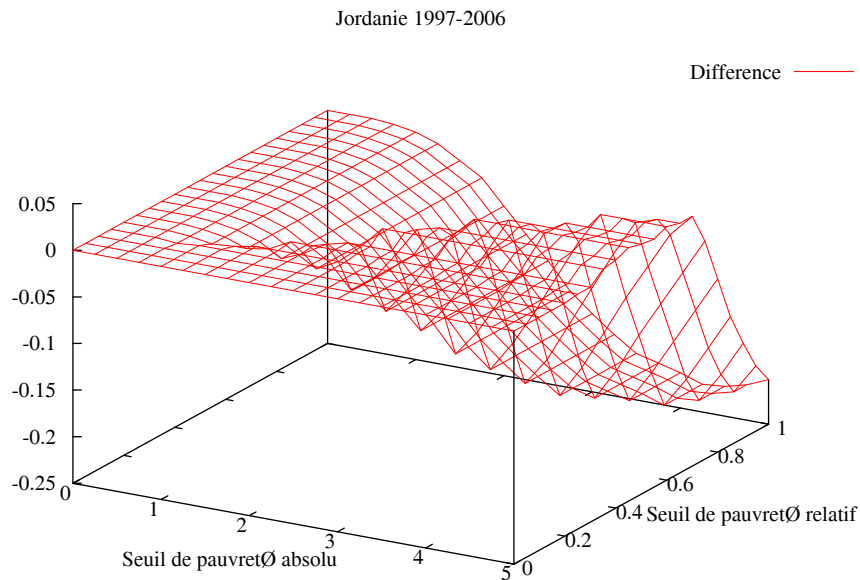
Graphique 14
Courbes bidimensionnelles de dominance de la croissance en utilisant les ordonnées de la courbe de Lorenz de 1995-2004 pour l'Égypte figurant dans Povcal et la procédure de Shorrocks et Wan (2008) pour reconstruire les données individuelles.



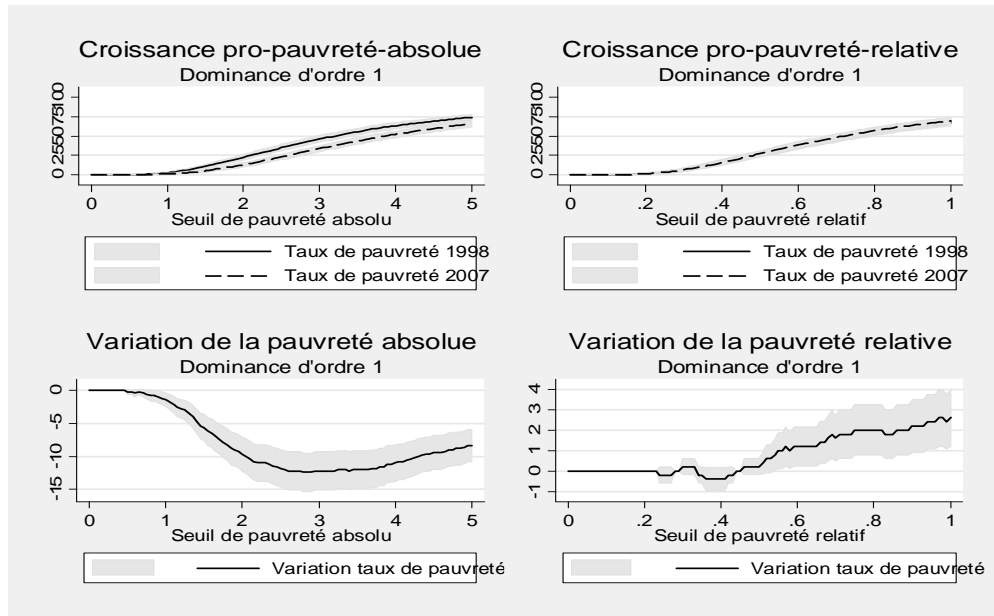
Graphique 15
Courbes unidimensionnelles de dominance de la pauvreté en utilisant les ordonnées de la courbe de Lorenz de 1997-2006 pour la Jordanie figurant dans Povcal et la procédure de Shorrocks et Wan (2008) pour reconstruire les données individuelles.



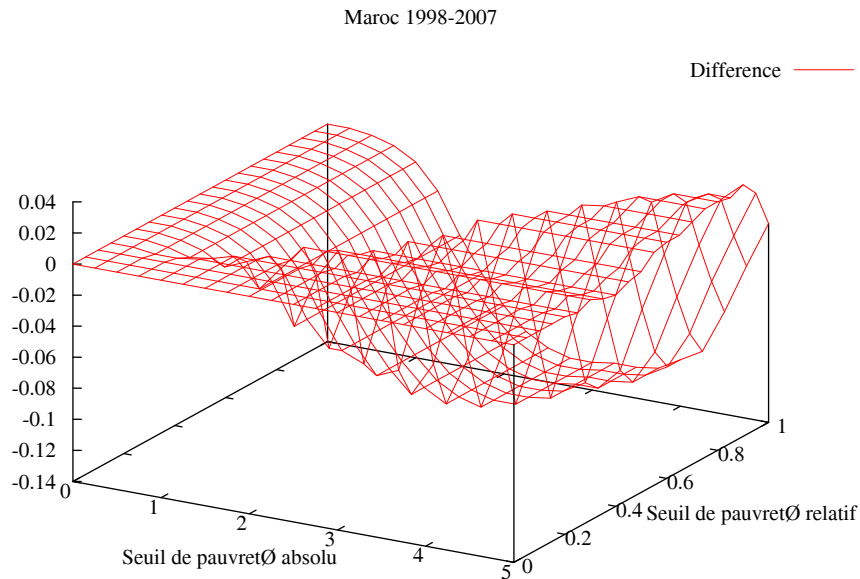
Graphique 16
Courbes bidimensionnelles de dominance de la croissance en utilisant les ordonnées de la courbe de Lorenz de 1997-2006 pour la Jordanie figurant dans Povcal et la procédure de Shorrocks et Wan (2008) pour reconstruire les données individuelles.



Graphique 17
Courbes unidimensionnelles de dominance de la pauvreté en utilisant les ordonnées de la courbe de Lorenz de 1998-2007 pour le Maroc figurant dans Povcal et la procédure de Shorrocks et Wan (2008) pour reconstruire les données individuelles.

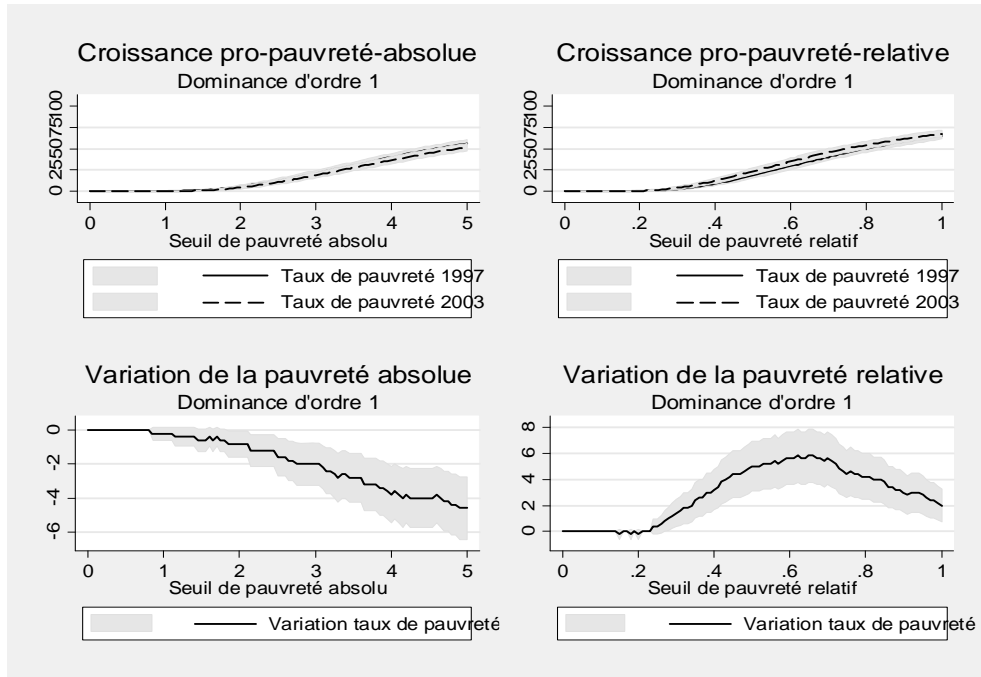


Graphique 18
Courbes bidimensionnelles de dominance de la croissance en utilisant les ordonnées de la courbe de Lorenz de 1998-2007 pour le Maroc figurant dans Povcal et la procédure de Shorrocks et Wan (2008) pour reconstruire les données individuelles.



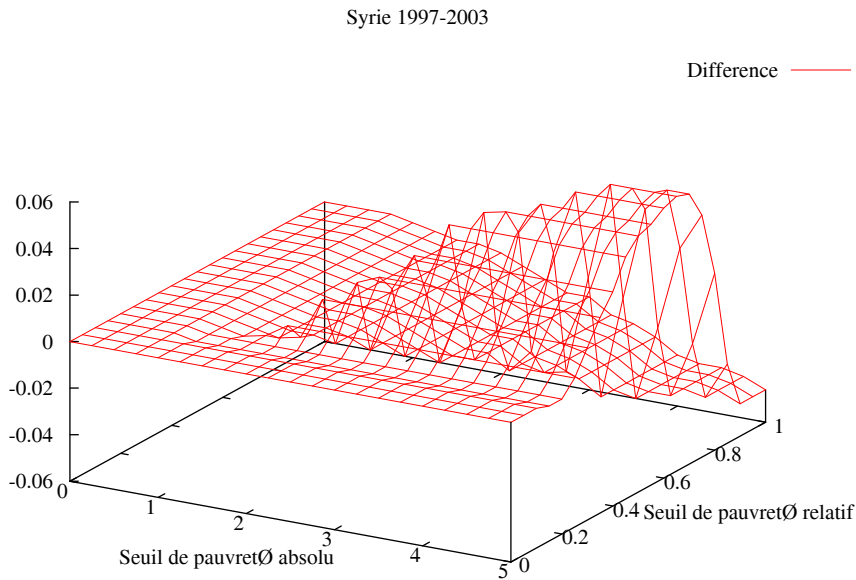
Graphique 19

Courbes unidimensionnelles de dominance de la pauvreté en utilisant les ordonnées de la courbe de Lorenz d'El-Laithy et Abu-Ismaïl de 1996/7-2003/4 pour la Syrie et la procédure de Shorrocks et Wan (2008) pour reconstruire les données individuelles.



Graphique 20

Courbes bidimensionnelles de dominance de la croissance en utilisant les ordonnées de la courbe de Lorenz d'El-Laithy et Abu-Ismaïl de 1996/7-2003/4 pour la Syrie et la procédure de Shorrocks et Wan (2008) pour reconstruire les données individuelles.



Publications récentes dans la série

| n° | Year | Author(s) | title |
|-----|------|---|--|
| 110 | 2010 | Vincent Castel, Martha Phiri and Marco Stampini | Education et emploi au Malawi |
| 109 | 2010 | Vinaye Ancharaz, Tonia Kandiero and Kupukile Mlambo | La première revue de la région d'Afrique pour la CAE / COMESA |
| 108 | 2010 | James Heintz and Léonce Ndikumana | Y a-t-il un cas de ciblage de l'inflation officielle en Afrique sub-saharienne? |
| 107 | 2010 | Deborah Bräutigam | La Chine, l'Afrique et l'architecture de l'aide internationale. |
| 106 | 2010 | Ron Leung, Marco Stampini and Désiré Vencatachellum | Est-ce le capital humain protège les travailleurs contre les chocs exogènes? Afrique du Sud dans la crise de 2008 - 2009 |
| 105 | 2010 | Adeleke Salami, Abdul B. Kamara and Zuzana Brixiova | Petites exploitations agricoles en Afrique de l'Est: tendances, contraintes et opportunités |
| 104 | 2010 | Guy Blaise Nkamleu, Joachim Nyemeck and Jim Gockowski | Gap de la technologie et l'efficacité dans la production de cacao en Afrique occidentale et centrale: implications pour le développement du secteur du cacao |
| 103 | 2009 | Patrick Guillaumont, Sylviane Guillaumont-Jeanneney | Proposition de réforme de la Formule d'allocation des ressources concessionnelles de la Banque africaine de développement |
| 102 | 2009 | John Page | Saisir L'occasion ? L'industrie manufacturière africaine face à la crise économique mondiale |
| 101 | 209 | Ernest Aryeetey | La crise financière mondiale et la mobilisation des ressources intérieures en Afrique |



African Development Bank

Angle de l'avenue du Ghana et des rues Pierre
de Coubertin et Hédi Nouria
BP 323 –1002 Tunis Belvédère (Tunisia)
Tel.: +216 71 333 511 – Fax: +216 71 351 933
E-mail: afdb@afdb.org – Internet: www.afdb.org