

L'apport des données PPA 2005 à la décomposition dynamique de la pauvreté dans les pays Méditerranéens.

Version préliminaire

Caroline Daymon¹

Résumé

La définition et la mesure des indices de pauvreté mettent en évidence des problèmes empiriques qui nuisent aux conclusions des études multi-pays. Les instituts de statistiques et les chercheurs sont amenés à effectuer de nombreux choix méthodologiques qui influent ensuite sur l'évaluation de la pauvreté-revenu. Le procédé utilisé pour opérer la double conversion nécessaire à l'harmonisation des seuils de pauvreté absolus nationaux pose plusieurs difficultés. Afin de résoudre les problèmes inhérents aux précédentes mesures de parités de pouvoir d'achat (PPA), nous utilisons dans cet article les nouvelles données relatives aux PPA 2005.

La méthode paramétrique de la courbe de Lorenz a été retenue pour évaluer le niveau d'inégalité dans les pays méditerranéens (PM). L'estimation des courbes de Lorenz quadratique et de Bêta Lorenz spécifiques à chacun des pays, nous permet de déterminer quelle forme fonctionnelle est la plus adéquate à l'étude de la relation entre la croissance, l'inégalité et la pauvreté dans cette région.

Une décomposition dynamique de la pauvreté met ensuite en lumière les rôles respectifs de la croissance et de l'inégalité dans la réduction de la pauvreté. Il existe différentes approches de cette décomposition qui présentent un problème d'asymétrie temporelle et comportent également un résidu difficilement interprétable. C'est la raison pour laquelle nous utilisons les méthodes de décomposition dynamiques de la pauvreté de Shorrocks et Kolenikov, (2005) et de Kakwani (2000). L'application de la méthodologie de triple décomposition dynamique de Shorrocks et Kolenikov (2005) intègre un aspect fondamental de l'analyse de la pauvreté : l'effet seuil de pauvreté.

Mots clefs : PPA, inégalité, développement, décomposition de la pauvreté, pays méditerranéens, *pro-poor growth*.

Classification JEL : E0, I32, O15, O18.

¹ IEP d'Aix en Provence ; DEFI - Université de la Méditerranée. Château Lafarge, Route des Milles 13290 Les Milles. Tel 00 33 (0)4 42 93 59 93. E.mail carolinedaymon@hotmail.com

Introduction:

Les pays méditerranéens connaissent des enjeux communs en matière de développement. Une caractéristique majeure de la région méditerranéenne réside dans le faible pourcentage de personnes vivant sous le seuil de pauvreté monétaire absolu 1\$/jour. Néanmoins, lorsque l'on se penche plus particulièrement sur l'évolution de la pauvreté au seuil de 2\$ il apparaît que l'indice numérique de pauvreté (*headcount*) a augmenté durant la décennie 90. Il convient dès lors de s'intéresser aux facteurs qui limitent la baisse de la pauvreté dans cette région. Dans cette optique, l'étude de la relation entre la croissance, l'inégalité et la pauvreté a pour objectif de déterminer si la relative stagnation de la pauvreté est liée à la faiblesse de la croissance ou à ses retombées limitées pour les déciles les plus pauvres. Nous utilisons pour ce faire une décomposition dynamique de la pauvreté qui permet de souligner les rôles respectifs de l'effet croissance et de l'effet inégalité.

I. De la distribution du revenu dynamique à la décomposition dynamique de la pauvreté

Si la croissance économique est une condition nécessaire pour améliorer les conditions de vie d'une population, « Growth is good for the poor »² (Dollar et Kraay, 2002), il s'agit également d'une condition insuffisante car « Inequality is bad for the poor »³ (Ravallion, 2005).

La croissance économique, en augmentant les revenus et les quantités produites, est une condition nécessaire pour améliorer les conditions de vie d'une population. L'impact de la croissance en terme de réduction de la pauvreté absolue a fait l'objet de nombreuses études (World Bank, 1990, 2000 ; Kakwani, 1993 ; Ravallion et Chen, 1997 ; Dollar et Kraay, 2002 ; Ravallion, 2001 ; Chen et Ravallion, 2001 ; Sala-i-Martin, 2002 ; Bourguignon et Morrisson, 2002 ; Fields, 2001)⁴, qui concluent toutes que la croissance est un facteur primordial de réduction de la pauvreté et à long terme elle est effectivement bonne pour les pauvres (Bourguignon, 2004). Le cas échéant, l'amélioration des niveaux de vie passerait uniquement par le transfert de ressources. Or, dans les PED où seul un petit segment de la population est "riche", le potentiel de redistribution est extrêmement limité. Il paraît évident que si les pays les plus pauvres mettaient en œuvre une politique de redistribution des recettes à l'identique pour l'ensemble de la population, les revenus de tous les citoyens se situeraient sous le seuil de pauvreté. A partir des données *World Development Indicators 2007* disponibles pour l'année 2005, si l'on considère le seuil de pauvreté de 2\$/jour et par personne, cette hypothèse serait vérifiée notamment dans le cas de l'Uruguay, de la République Démocratique du Congo, du Ghana, etc.⁵. La croissance économique est donc indispensable à l'amélioration des conditions de vies d'une population sans que la situation d'autres groupes ne s'aggrave⁶.

La croissance est pourtant une condition insuffisante car s'il y a relation étroite entre croissance et développement, cette corrélation ne signifie pas pour autant identité. La

² « La croissance est bonne pour les pauvres. »

³ « L'inégalité est mauvaise pour les pauvres. »

⁴ Pour une revue de littérature détaillée, voir Deaton (2005).

⁵ Calculs de l'auteur.

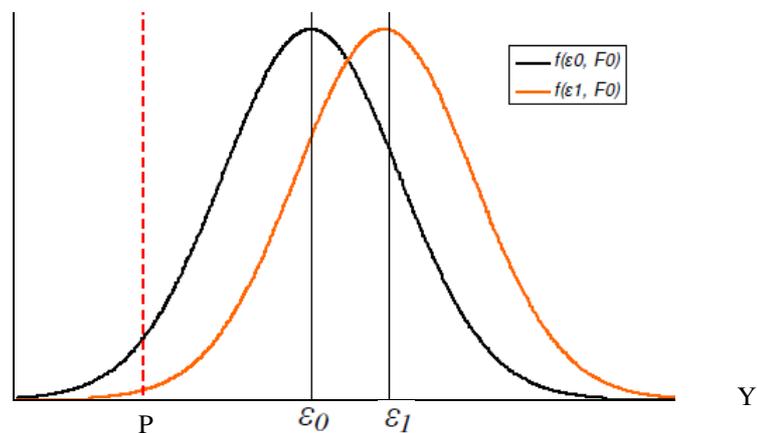
⁶ De nombreuses études économétriques tendent à montrer qu'en moyenne, la croissance serait, au pire, légèrement inégalitaire et au mieux neutre sur la distribution. Pour une revue de la littérature sur ce point, voir Cling *et al.*, 2004.

croissance économique ne suffit que rarement à impulser le développement, et nombreuses sont les expériences d'accroissement du PIB national et d'appauvrissement simultané des plus démunis. Il convient donc d'être vigilant à ce que le concept de développement ne soit pas uniquement assimilé à un aspect quantitatif (croissance). Pour comprendre ce phénomène, il faut s'intéresser aux facteurs qui, même en période de croissance, limitent la baisse de la pauvreté. Nous allons pour ce faire mettre en œuvre une décomposition dynamique de la pauvreté afin de mettre en avant l'importance primordiale que revêt la distribution des revenus.

La décomposition de la pauvreté met en avant l'importance primordiale que revêt la distribution des revenus. Dans cette optique, Bourguignon (2004) reprend l'illustration de la distribution du revenu dynamique de Quah (2003) afin de mettre en évidence la double décomposition de la pauvreté, et faire ressortir l'impact respectif de la croissance et de l'inégalité. Les figures illustrent des courbes de densité $f(\epsilon_t, F_t)$ correspondant aux distributions (F_t) des revenus (Y) associées au revenu moyen (ϵ_t). Plus la courbe est aplatie, plus la polarisation des revenus est importante. Inversement, une courbe pointue est représentative de l'existence d'une classe moyenne développée.

La population pauvre est représentée par la population se trouvant en dessous de la courbe de densité et ayant un revenu inférieur au seuil de pauvreté (se situant donc à gauche de la droite de seuil de pauvreté P). Les deux figures suivantes permettent de représenter l'évolution globale de la pauvreté.

Graphique 1 : L'effet croissance



Le graphique 1, représente ainsi la variation du taux de pauvreté liée à l'effet "croissance" telle que représentée par une translation de la courbe de densité $f(\epsilon_0, F_0)$ vers $f(\epsilon_1, F_0)$. Si la courbe se déplace vers la droite, le revenu moyen de la distribution augmente ($\epsilon_1 > \epsilon_0$), il y a donc croissance économique entre t_0 et t_1 . La pauvreté absolue diminue (et inversement si la courbe se déplace vers la gauche), et la pauvreté relative est inchangée.

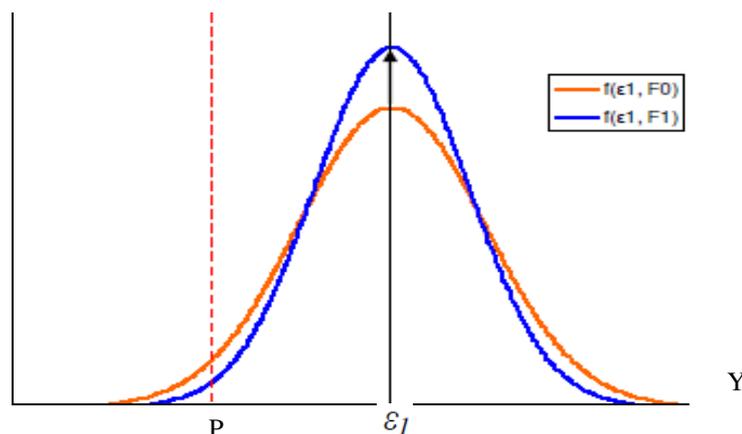
Il s'agit d'une translation horizontale de la densité initiale, c'est-à-dire que la croissance ne modifie pas la pauvreté relative. Cette translation représente donc l'impact direct de la croissance sur la pauvreté absolue à inégalité inchangée. On assiste à une augmentation proportionnelle de l'ensemble des revenus.

A partir du moment où l'on connaît le seuil de pauvreté, f_0 et f_1 , on peut alors estimer la population ayant un revenu inférieur au seuil de pauvreté en calculant $\int_{Y \leq P} f(Y) dY$. Il s'agit de l'indice de pauvreté *headcount* qui quantifie l'évolution globale de la pauvreté.

Sur ce graphique la pauvreté a donc diminué avec la croissance entre t_0 et t_1 .

Sur ce graphique 1 il apparaît évident que la croissance économique permet de réduire la misère absolue. On se positionne alors dans une optique de développement basée sur l'hypothèse de *trickle-down*. Cela signifie que si la situation des pauvres s'améliore, cela n'a pas d'importance si l'écart avec les riches s'accroît. Dans cette vision du développement, la question distributive est totalement omise alors même qu'elle revêt une importance primordiale comme le montre la figure suivante :

Graphique 2 : L'effet redistribution



L'effet "redistribution", illustré par la graphique 2 correspond au déplacement de la courbe de densité $f(\varepsilon_1, F_0)$ vers celle qui correspond à une distribution $f(\varepsilon_1, F_1)$ plus égalitaire. Il s'agit d'une évolution de la densité initiale sans que le revenu moyen n'évolue. Cette distorsion représente l'impact de l'inégalité sur la pauvreté lorsque ε_0 est inchangé. Un déplacement de la courbe vers le haut (comme c'est le cas de $f(\varepsilon_1, F_1)$) signifie que la pauvreté absolue et relative diminuent, en revanche si la courbe s'aplatit la pauvreté (absolue et relative) augmente.

Il est désormais reconnu par la communauté scientifique et politique que le processus de *trickle down* est de plus en plus difficile à mettre en place et que son impact n'est que rarement significatif. C'est à partir de l'article intitulé *Redistribution with growth* qu'Ahluwalia et Chenery (1974⁷) contestent l'hypothèse de développement déterministe de Kuznets et que débute le débat autour de la *pro-poor growth*. La croissance économique la richesse globale et les ressources publiques, ce qui peut bénéficier aux individus et fournir la base de la protection sociale. Ces théoriciens montrent qu'il n'était pas clair que la croissance économique soit accompagnée d'un développement social et équitable, car de « larges segments de la pauvreté persistent en raison de l'incapacité de certaines sections de la population à participer au processus de croissance » (Ahluwalia et Chenery, 1974). Rien ne garantit donc que la croissance, si vigoureuse soit-elle, bénéficie aux pauvres si la répartition initiale des ressources productives est inégalitaire. En effet, certaines politiques peuvent avoir un effet adverse sur la distribution et la pauvreté à court terme, tout en étant créatrices de croissance. Il apparaît toutefois que ces effets néfastes peuvent être atténués par

⁷ Ahluwalia MS et H.B. Chenery, 1974, Chapitres 2 et 11, in: Chenery et al., eds., *Redistribution with growth* (Oxford University Press, London).

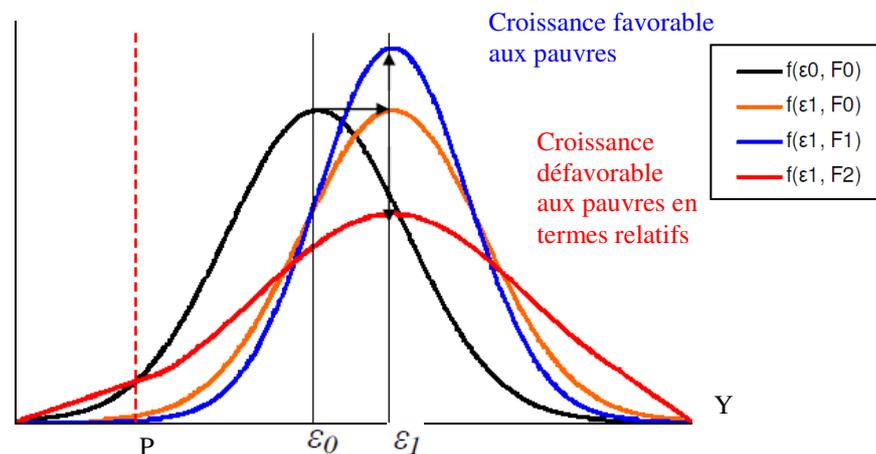
l'investissement en infrastructures⁸ et en éducation (Ahluwalia et Chenery, 1974). C'est en ce sens que l'on parle de "redistribution avec la croissance". Si aux premiers stades de développement sont mis en place des systèmes de protection et de redistribution ciblés, tels que l'amélioration de l'éducation, des soins de santé et les systèmes de sécurité sociale, l'arbitrage de Kuznets n'a pas lieu d'être. Ces résultats ont été confirmés par Cline (1975), Fields (1980, 1988) et, plus récemment, Ahmad *et al.* (1991), Bowles et Gintis (1995), Bowman (1997) et Datt et Ravallion (1999).

La croissance économique, en augmentant les revenus et les quantités produites, est une condition nécessaire pour améliorer les conditions de vie d'une population⁹ sans que la situation d'autres groupes ne s'aggrave¹⁰. Le cas échéant, l'amélioration des niveaux de vie passerait uniquement par le transfert de ressources. Or, dans les PED où seul un petit segment de la population est "riche", le potentiel de redistribution est extrêmement limité. Il paraît évident que si les pays les plus pauvres mettaient en œuvre une politique de redistribution des recettes à l'identique pour l'ensemble de la population, les revenus de tous les citoyens se situeraient sous le seuil de pauvreté¹¹.

Nombreuses sont les expériences de développement durant lesquelles l'accroissement du PIB s'est accompagné de l'appauvrissement des plus démunis. La croissance est donc une condition insuffisante pour impulser une réelle réduction de la pauvreté. Il s'agit alors de s'intéresser aux facteurs qui, même en période de croissance, limitent la baisse de la pauvreté.

Pour résoudre les problèmes inhérents à cette vision du développement « par le haut » s'est développée à partir des années 1970 une vision alternative de développement « par le bas », qui allie croissance et réduction des inégalités en faisant la promotion de la croissance tirée par le travail des pauvres. L'effet total sur la pauvreté en deux effets "croissance" et "redistribution" est représenté par Bourguignon (2001) comme suit :

Graphique 3 : Courbes de densité



⁸ Sur ce sujet voir OCDE (2006).

⁹ L'impact de la croissance en terme de réduction de la pauvreté absolue a fait l'objet de nombreuses études (World Bank, 1990, 2000 ; Kakwani, 1993 ; Ravallion et Chen, 1997 ; Dollar et Kraay, 2002 ; Ravallion, 2001 ; Chen et Ravallion, 2001 ; Sala-i-Martin, 2002 ; Bourguignon et Morrisson, 2002 ; Fields, 2001). Pour une revue de littérature détaillée, voir Deaton (2005).

¹⁰ De nombreuses études tendent à montrer qu'en moyenne, la croissance serait, au pire, légèrement inégalitaire et au mieux neutre pour la distribution. Pour une revue de la littérature sur ce point, voir Cling *et al.*, 2004.

¹¹ A partir des données *World Development Indicators 2007*, si l'on considère le seuil de pauvreté de 2\$/jour par personne (en PPA 2005), cette hypothèse serait vérifiée notamment dans le cas de l'Uruguay, de la République Démocratique du Congo, du Ghana, etc. Source : Calculs de l'auteur pour l'année 2005.

Ce graphique permet d'illustrer un cas atypique. L'augmentation du revenu moyen ε_1 peut conduire à une croissance favorable aux pauvres ($f(\varepsilon_1, F_1)$), mais également à une augmentation de la pauvreté en termes absolus et relatifs ($f(\varepsilon_1, F_2)$). L'effet bénéfique de la croissance qui aurait pu permettre de réduire la pauvreté absolue est plus que compensé par l'effet inégalitaire. Le déplacement de la courbe de densité conduit alors à une augmentation de la pauvreté-revenu. Cette illustration représente le cas où malgré la croissance vigoureuse la pauvreté augmente, et met en avant l'importance de la réduction des inégalités, et ce même lorsque la croissance est vigoureuse.

L'étude des différentes évolutions des courbes de densité met en évidence le fait que l'évolution de la pauvreté est fonction de trois éléments : la distribution initiale des revenus $f(\varepsilon_0, F_0)$, la croissance du revenu moyen $f(\varepsilon_1, F_0)$ et la distribution des fruits de la croissance $f(\varepsilon_0, F_1)$. Les fortes différences en matière de réduction de pauvreté entre pays pour un même taux de croissance s'expliquent donc par leur niveau de développement, de pauvreté et d'inégalités initiaux, et par l'interaction entre l'effet inégalité et l'effet croissance. Il est dès lors extrêmement difficile de déterminer les politiques de développement effectivement réductrices de pauvreté, et le premier enjeu est lié à la quantification des différents effets.

Les fortes différences en matière de réduction de pauvreté entre pays pour un même taux de croissance s'expliquent donc par leur niveau de développement, de pauvreté et d'inégalités initiaux, et par les interactions entre l'effet inégalité et l'effet croissance. Il est dès lors extrêmement difficile de déterminer les politiques de développement effectivement réductrices de pauvreté, et le premier enjeu est lié à la quantification des différents effets.

La *pro-poor growth* correspond à une croissance bénéfique aux pauvres tout en leur offrant d'avantage d'opportunités économiques. Comme il existe différentes définitions de ce concept, Klasen (2003) établit les conditions qu'un indice doit impérativement remplir afin de pouvoir jauger du caractère *pro-poor* d'une croissance. D'une part l'indice doit permettre de distinguer un processus de croissance pro-pauvres par rapport aux autres types de croissances économiques. Les pauvres doivent davantage bénéficier de la croissance de telle sorte à ce que le *gap* entre "riches" et "pauvres" diminue (ce qui revient à dire que le niveau d'inégalité absolue doit baisser). D'autre part, l'indice doit être sensible à la distribution des revenus au sein des populations pauvres, et non pas aux variations sensibles du seuil de pauvreté utilisé. Pour Sen (2003) les indices de croissance en faveur des pauvres doivent également respecter un critère de monotonie. En d'autres termes, l'amplitude de la réduction de la pauvreté doit être une fonction croissante de manière monotone, du taux de croissance *pro-poor*. Plus l'indice est élevé, plus la réduction de la pauvreté doit être importante.

Concernant l'évaluation et la mesure du degré de *propooriness*, le consensus sur la définition du concept est loin d'être arrêté (Essama-Nssah, 2005). S'il existe de nombreuses définitions de la *pro-poor growth*, deux approches différentes se dessinent : une approche relative et une approche absolue.

D'après la conception relative, pour qu'une croissance soit favorable aux pauvres, il faut que le revenu des pauvres augmente plus que celui du reste de la population, c'est-à-dire plus rapidement que le revenu moyen (Kakwani et Pernia, 2000 ; Bhalla, 2004). Cette approche se justifie par le fait qu'une telle croissance permet de réduire plus rapidement la pauvreté. En outre, le bien-être des pauvres dépend à la fois de leur propre revenu mais aussi de l'écart par rapport au reste de la société (Sen, 1970 ; Rawls 1971). A l'extrême, pour être *pro-poor*, une

politique doit être associée à une réduction des inégalités, sans que cela ne soit nécessairement accompagné par la croissance du revenu moyen. C'est le cas par exemple des politiques de transfert ou de subvention.

Klasen (2008) distingue deux niveaux dans la conception absolue. Une croissance est pro-pauvres selon la définition "forte" si les gains de revenu absolus des pauvres sont supérieurs aux gains moyens. L'inégalité absolue doit de ce fait s'atténuer. Cependant, il est peu probable qu'une croissance revête un tel caractère, car cela impliquerait qu'elle soit nettement biaisée en faveur des pauvres (White et Anderson, 2000). Dans ce cas de figure leur rémunération serait plus que proportionnelle à leurs dotations initiales, et il n'est pas dit que cela soit socialement acceptable par la population plus favorisée.

En revanche, il est plus facile de parvenir à une croissance bénéfique pour les pauvres au sens "faible" de la définition. La seule chose qui importe dans ce cas, c'est que la pauvreté absolue s'amenuise, c'est-à-dire que le taux de croissance du revenu des pauvres soit positif (Kraay, 2004 ; Ravallion, 2004). D'après cette définition, il n'est pas nécessaire que les inégalités se réduisent dans la mesure où la croissance suffit à réduire la pauvreté. Une croissance neutre pour la distribution est satisfaisante. Si l'on valide cette définition absolue de la croissance pro-pauvres, il peut arriver qu'une croissance de 10% du PIB soit considérée comme telle alors qu'elle ne contribue à réduire la pauvreté que de 1%. Il convient donc d'être vigilant dans le choix des indices et dans l'interprétation des résultats.

II. La question sensible de l'estimation de la pauvreté

Les études visant à évaluer l'évolution de la pauvreté dans le monde ont de nombreux points de désaccord, et peuvent aboutir à des résultats divergents concernant l'impact des politiques économiques à mettre en œuvre. Ainsi, deux études majeures que sont celles de Sala-i-Martin (2002) et de Chen et Ravallion (2000), aboutissent-elles à des conclusions diamétralement opposées en la matière. Pour Sala-i-Martin (2002) le nombre de pauvre a sensiblement diminué, tandis que Chen et Ravallion (2000) concluent à sa stagnation.

« The number of one-dollar poor declined by 234 million between 1976 and 1998. The number of two-dollar poor decreased by more than 450 million people. The success in reducing poverty is, therefore, clear » (Sala-i-Martin, 2002)¹².

« The total number of poor was about the same at the end of this period (1998) than at the beginning (1987) » (Chen et Ravallion, 2000)¹³.

L'explication de la divergence de leurs résultats réside en majeure partie dans les définitions et la méthode mise en œuvre pour leurs études. En effet, le choix de la base de données ou/et de leurs méthodes de traitement constituent des éléments déterminants des conclusions. C'est pourquoi, il est nécessaire dans un premier temps de préciser les éléments fondamentaux de l'analyse de la pauvreté susceptibles d'influencer les résultats, et de définir les bases théoriques nécessaires à l'étude des questions de développement, en clarifiant d'importants concepts clefs.

¹² « Le nombre de pauvres à un dollar par jour a diminué de 234 millions de personnes entre 1976 et 1998. Le nombre de pauvres à deux dollars par jour a quand à lui diminué de plus de 450 millions de personnes. Le succès dans la réduction de la pauvreté est par conséquent clair » (Sala-i-Martin, 2002).

¹³ « Le nombre total de pauvre est à peu près le même en fin (1998) qu'en début de période (1987) » (Chen et Ravallion, 2000).

A. Les données PPA 2005 : une avancée en matière de mesure de la pauvreté absolue

Lorsque l'on se concentre sur la dimension revenu (ou consommation) de la pauvreté, deux approches sont envisageables : la pauvreté absolue et la pauvreté relative, qui sont toutes deux mesurées par rapport à un seuil de pauvreté, et il convient de s'intéresser plus en détail à leur détermination. S'il est relativement aisé de fixer les seuils de pauvreté relative, en revanche définir un seuil de pauvreté absolu est généralement plus problématique.

L'avantage de la définition absolue de la pauvreté et de défendre l'idée selon laquelle le plus important est qu'aucun individu ne se retrouve sous ce minimum vital, c'est-à-dire en situation de privation absolue Sen (1982). Nous avons pris le parti dans cet article d'étudier les évolutions de la pauvreté-revenu absolue.

La question du calcul du seuil de pauvreté est d'autant plus primordiale que cela peut conduire à des divergences dans les analyses, et dans les recommandations en matière de politiques de lutte contre la pauvreté. Le cas de la Tunisie l'illustre ce propos (AFD, 2005). En effet, pour l'Institut National de la Statistique (INS) tunisien la pauvreté est surtout un phénomène urbain, avec un seuil de pauvreté deux fois plus élevé en zone urbaine qu'en zone rurale en 1980 (les seuils de pauvreté ultérieurs respectaient ce ratio en ajustant avec l'IPC). En revanche, si l'on se réfère à l'approche de la Banque mondiale il s'agit d'un phénomène rural avec un seuil de pauvreté pour les zones urbaines plus élevé de 18% en 1990¹⁴. Dès lors, l'analyse de ces deux institutions s'en trouve totalement opposée.

La pauvreté absolue est définie par rapport à un seuil de pauvreté qui représente, en valeur monétaire, un niveau minimal de consommation privée permettant de couvrir l'ensemble des besoins fondamentaux en matière de nourriture, de logement, etc.. Le premier des Objectifs du Millénaire pour le Développement (OMD) de réduction de moitié de la pauvreté d'ici 2015 est fondé sur cette approche de la pauvreté. Cependant, le concept de besoins fondamentaux est très spécifique au contexte dans lesquels évoluent les individus, les seuils de pauvreté absolue diffèrent donc selon les pays et évoluent au cours du temps, en fonction du niveau de développement et des normes de la société (World Bank, 2000). Il intègre à la fois les besoins alimentaires et non alimentaires.

Concernant les besoins alimentaires, il s'agit de denrées nécessaires à la satisfaction des besoins en calories minimales qui diffèrent selon les conditions sociales et économiques des pays. Ainsi, dans les pays les plus pauvres sont inclus uniquement des denrées de base (féculents, ...), tandis que dans les pays riches la variété et la qualité sont supérieures (légumes, aliments préparés, ...). Les besoins caloriques sont ensuite convertis en dépenses monétaires par la méthode définie dans le *Manuel de l'Indice des Prix à la Consommation* (2004), c'est-à-dire par rapport au prix dépensé par le 20^{ème} percentile pour satisfaire ses besoins alimentaires.

Le montant de la composante non alimentaire est défini à partir de la même méthode. Son importance relative dans le seuil de pauvreté dépend des contextes nationaux. Ainsi, en Indonésie elle représente seulement le tiers du seuil de pauvreté (les deux autres tiers étant relatifs à l'alimentaire) (Ravallion, 1994). En revanche, aux États-Unis au seuil de pauvreté l'alimentation ne représente que le tiers des dépenses (Fisher, 1997).

Les seuils de pauvreté nationaux représentent donc des niveaux de pouvoir d'achat supérieurs dans les pays riches par rapport aux pays pauvres. C'est la raison pour laquelle la création d'un seuil de pauvreté uniformisé à l'échelle internationale est apparue nécessaire pour

¹⁴ Pour une étude comparative des calculs des seuils de pauvreté en Tunisie, se référer à AFD (2005).

faciliter les comparaisons entre pays. Le *World Development Report* (WDR) de 1990 est le premier à établir un seuil de pauvreté absolue international à partir d'enquêtes ménages de 22 pays (Ravallion, Datt, et Van de Wall, 1991). Pour se faire, la première étape consiste à convertir de seuils de pauvreté absolue grâce à l'utilisation du taux de change en parité du pouvoir d'achat (PPA). Les taux de change PPA aux prix de 1985 sont alors utilisés (*Penn World Data*¹⁵). Ils mesurent le pouvoir d'achat des différentes devises sur leur marché domestique en incluant le coût de biens non échangeables¹⁶ (en particulier le prix des services). Ces conversions ont permis d'établir des seuils de pauvreté compris entre 275\$ et 370\$ par an pour les pays les plus pauvres : soit un seuil international de pauvreté de 1\$/jour.

L'estimation de nouvelles parités de pouvoir d'achat aux prix de 1993 ont permis à la Banque mondiale (WDR, 2000) de revoir la ligne de pauvreté internationale. Ces données se fondent sur l'étude de 550 études dans 100 pays émergents, et couvrent près de 93% de la population des pays émergents. L'analyse de la pauvreté en est affinée, et la population pauvre correspond alors aux individus ayant un niveau de consommation inférieur à 1,08\$/jour (ou 32\$ mensuels). Toutefois les données PPA 1993 sont aussi sujettes à controverse.

La construction de seuils de pauvreté absolus nationaux harmonisés nécessite d'abord de convertir le seuil de pauvreté international, défini en dollars, dans d'autres devises, et ensuite de le transposer de l'année de référence de la PPA à d'autres années. Le procédé utilisé pour opérer cette double conversion pose plusieurs types de problèmes.

Les seuils de pauvreté absolus se fondent sur des normes qui sont éloignées des modes de consommation des pauvres, et ne représentent qu'approximativement les coûts de vie locaux (Chen et Ravallion, 1997), et dans les faits les rapports de prix entre pays riches et pays pauvres varient énormément selon les marchandises (moins les biens s'échangent facilement, plus les écarts de prix sont élevés). Cette question est d'autant plus cruciale que lorsque le programme d'enquête sur les prix (*International Comparison Program* ou ICP¹⁷) fixe le pouvoir d'achat d'une monnaie par rapport à son taux de change vis-à-vis du dollar, il calcule une valeur moyenne qui inclut chaque marchandise en fonction de son importance dans la consommation domestique. Or, cette consommation domestique moyenne n'est que faiblement représentative du panier de consommation des pauvres qui, conformément à la loi d'Engel, concerne presque exclusivement des produits de base. Pour éviter la mauvaise représentativité des postes budgétaires des pauvres et pouvoir juger de l'évolution réelle de leur pouvoir d'achat il semble donc judicieux de se concentrer sur l'évolution des prix des biens de première nécessité. L'évaluation des besoins de base apparaît donc problématique, ce qui limite la portée des études utilisant cette méthodologie.

Afin de résoudre les problèmes inhérents aux précédentes PPA, les données de l'IPC nouvellement disponibles fournissent non seulement le taux de change PPA, mais également un *poverty PPP*. Ce nouvel estimateur évalue la PPA à partir du panier de consommation des ménages les plus démunis et inclut les montants des mesures compensatoires et le coût du

¹⁵ De l'Université de Pennsylvanie : *Center for International Comparisons of Production, Income and Prices at the University of Pennsylvania*.

¹⁶ Pour une explication détaillée du calcul des taux de change PPA voir l'annexe de Sillers (2006).

¹⁷ L'ICP utilise une série d'enquêtes statistiques afin de recueillir les prix d'un panier de biens et de services. Les données recueillies sont combinées avec d'autres variables économiques en provenance des comptes nationaux pour calculer les parités de pouvoir d'achat ou PPA. Ces PPA nationales constituent une forme de taux de change qui prend en compte à la fois le coût et le caractère abordable d'articles dans les différents pays, et sont généralement exprimés en dollars.

logement¹⁸. En outre, le nombre de pays couverts passe à 146 grâce à des études réalisées avec beaucoup plus de rigueur et bénéficiant d'une plus large supervision (notamment pour vérifier la comparabilité des biens utilisés dans les enquêtes sur les prix). Les PPA 2005 sont désormais mesurées en utilisant l'extension multilatérale de l'indice bilatéral des prix de Fisher¹⁹.

Alors que le seuil de pauvreté absolu était de 1,08\$/jour en PPA 1993, la rectification des erreurs de PPA conduit à une nouvelle estimation du seuil de pauvreté qui passe à 1,19\$ par jour en PPA 2005. La PPA 2005 permet donc de déterminer de manière plus probante le seuil de pauvreté international en devises nationales comparativement à la méthode qui consistait à intégrer l'inflation des Etats-Unis et était largement surestimée (Ravallion *et al.*, 2008).

Les conclusions des études sur la pauvreté qui se fondaient sur les PPA 1985 ou 1995 sont donc à nuancer, car leurs estimations des niveaux de pauvreté absolus sont biaisées, et c'est également le cas des travaux précédemment cités de Sala-I-Martin (2002) et de Chen et Ravallion (2000).

B. La pondération différenciée de la pauvreté selon les indices

Le choix de l'indicateur de pauvreté est délicat. Les mesures de pauvreté sont déterminées à partir du revenu moyen (μ_t), de la distribution des revenus caractérisée par la courbe de Lorenz (L_t) et du seuil de pauvreté z . Un indice de la pauvreté, mesuré à une période t , peut être défini comme suit :

$$P_t = P\left(\frac{z}{\mu_t}, L_t\right) \quad (1)$$

$$\theta = \int_0^H \left(\frac{z-x}{z}\right)^\alpha f(x)dx \quad (2) \quad P = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q \left(\frac{z-y_i}{z}\right)^\alpha, \quad \alpha \geq 0$$

Avec :

z : le seuil de pauvreté.

x_i : le revenu d'un individu est une variable aléatoire avec comme fonction de distribution $F(x_i)$.

n : la population totale.

q : la population dont le revenu est inférieur à z .

$f(x)$ la fonction de répartition de x .

α : le paramètre d'aversion à l'inégalité.

Cet indice correspond à une nouvelle classe de mesures de la pauvreté, et la plupart des indicateurs de pauvreté utilisés dans la littérature en sont des variantes. Cette méthode d'analyse représente mieux les changements de niveau de vie affectant les pauvres. Néanmoins cet indice ne reflète pas non plus les variations de distribution entre les pauvres.

¹⁸ Pour toute précision concernant la nouvelle méthodologie utilisée par l'ICP pour calculer les PPA, voir les notes techniques de World Bank (2007).

¹⁹ Une matrice des PPA bilatérales permet d'effectuer non seulement des comparaisons bilatérales directes, mais également des comparaisons bilatérales entre deux zones géographiques A et B sous forme du produit d'une séquence de PPA bilatérales pour une série de zones intermédiaires, en commençant par la zone A et en finissant par la zone B. Pour s'assurer de la cohérence de ces comparaisons multilatérales (en vérifiant par exemple qu'une chaîne qui commence par une zone géographique donnée et finit par cette même zone produit une PPA égale à 1), les PPA bilatérales sont ajustées pour produire une série de comparaisons transitive. Source : *Manuel de l'Indice des Prix à la Consommation* (2004).

C'est pourquoi, par la suite, Foster, Greer, et Thorbecke (1984) ont proposé de remplacer $P(z,x)$ par :

Cela permet de tenir compte de l'inégalité qui existe entre les pauvres, de telle sorte que :

$\alpha = 0$ si l'on utilise l'*headcount ratio* (H).

$\alpha = 1$ si l'on travaille à partir du *poverty gap ratio* (PG).

$\alpha = 2$ pour le *severity of poverty index* (FGT2) qui permet d'accorder plus de poids aux individus loin sous le seuil de pauvreté.

L'indicateur numérique de pauvreté (H) se contente de séparer en deux tranches les individus selon qu'ils soient "pauvres" ou "non pauvres", en excluant toute distinction au sein de ces groupes. Il est défini comme la proportion des individus souffrant de pauvreté, car leur revenu est inférieur au seuil de pauvreté. Le problème d'un tel calcul est que tous ceux qui se situent sous le seuil de pauvreté sont sensés souffrir du même degré de privation. Si un pauvre s'appauvrit encore plus l'indice ne varie pas, et l'objectif de réduction de la pauvreté se limite à faire passer les populations au dessus du seuil de pauvreté.

Le ratio d'écart de pauvreté (PG) permet d'évaluer la privation moyenne dont souffre la population, c'est-à-dire la distance moyenne séparant la population pauvre de la ligne de pauvreté (pour les non-pauvres la distance est zéro). Il permet d'estimer l'écart entre la dépense de chaque individu par rapport au seuil de pauvreté. Pour autant cet indicateur n'accorde pas de pondération particulière selon la sévérité de la pauvreté. Si la situation d'une personne proche du seuil de pauvreté s'améliore, cela a le même impact sur l'indicateur PG que s'il s'agit d'une personne dans l'extrême pauvreté.

Contrairement aux deux précédents indicateurs, l'indice de sévérité de pauvreté (FGT2) permet de prendre en compte l'inégalité relative parmi les pauvres.

III. Croissance, inégalité et pauvreté dans les PM

La globalisation actuelle s'accompagne d'une déterritorialisation des économies liée à une mobilité croissante des hommes, des informations et des capitaux. Pourtant, l'instauration de bureaux régionaux des grandes instances internationales sont une preuve supplémentaire que les problèmes de développement sont principalement perçus à l'échelle des territoires. C'est sans doute dans ce cadre régional que peuvent être trouvées des solutions équitables et démocratiques de promotion d'une croissance favorable aux pauvres. Les commissions régionales sont au cœur des concertations sur les questions relatives aux objectifs du Millénaire pour le Développement, et l'approche territoriale du développement, les préoccupations concernent l'intégration sociale et l'équité (objectifs 1 et 2), l'égalité entre les sexes (objectif 3), etc.. Un partenariat méditerranéen apparaît nécessaire afin d'accélérer le processus de développement, d'offrir des opportunités d'échanges et de stabilité financière et institutionnelle (objectif 8).

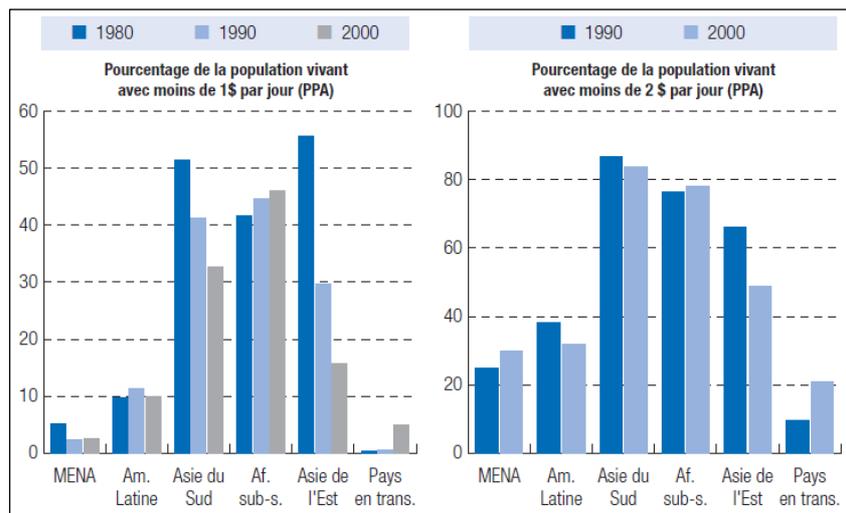
De par son contexte particulier, de pays à revenus intermédiaires et exportateurs de pétrole, la région du Moyen-Orient et de l'Afrique du Nord présente un intérêt particulier.

A. La problématique de la pauvreté dans les PM

Une caractéristique majeure de la région PM réside dans le faible pourcentage de personnes vivant sous le seuil de pauvreté monétaire absolu (Graphique 4). Au seuil de 1\$/jour en PPA 1993, l'indice numérique (*headcount*) de pauvreté est de 2,11% en 1998, ce qui avec l'Europe de l'Est (3,75%) représente de loin les meilleures performances des régions émergentes (Asie de l'Est : 14,71% ; Amérique Latine : 12,13%, Afrique sub-saharienne : 48,05%) (Chen et

Ravallion, 2001)²⁰. De telles "performances sociales" ont été réalisées à la fois grâce aux soutiens publics aux prix des produits de base et aux transferts provenant des expatriés. Ces transferts constituent une source de revenu non négligeable, particulièrement pour les familles pauvres. Ainsi, au Maroc, les transferts représentent 10% du revenu annuel moyen par personne (Direction de la Statistique, ENNV, 1998-99). Mais lorsque l'on se penche plus particulièrement sur l'évolution de la pauvreté au seuil de 2\$ il apparaît que contrairement aux autres régions en développement (exception faite des pays en transition) l'indice numérique de pauvreté a nettement augmenté durant la décennie 1990.

Graphique 4 : Pauvreté dans les PM



Source : AFD (2006) à partir des données WDI.

Besley et Burgess (2003)²¹ étudient l'impact de la croissance sur la pauvreté (au seuil 1,08\$/jour en PPA 1993 moyen) par une régression à effets fixes. D'après leurs estimations, à distribution inchangée, dans la plupart des régions le niveau du taux de croissance est largement inférieur au taux de croissance nécessaire pour réduire la pauvreté de moitié d'ici 2015. Il y est donc nécessaire de mettre en place des politiques qui influent la croissance et son impact en matière de réduction de la pauvreté (redistribution et réformes institutionnelles).

En revanche, les résultats concernant la région MENA²² sont surprenants. L'élasticité croissance de la pauvreté n'est pas significative, et malgré cela, à partir de cette élasticité Besley et Burgess (2003) estiment qu'à distribution inchangée entre 1990 et 2015 le taux de croissance nécessaire pour atteindre l'OMD n°1 est de 3,8%, soit un niveau inférieur à la croissance qui a eu cours dans ces pays de 1960 à 1990 (4,4%). Dans ces conditions, la lutte contre les inégalités ne leur apparaît pas primordiale si la croissance à elle seule permet de réduire de manière significative la pauvreté.

Ces estimations nous semblent tronquées, car il est difficilement justifiable de conclure quant à la nature de la croissance à partir d'un échantillonnage si faible (24 données), et en fondant la seconde partie de l'analyse sur un premier jeu de résultats non significatifs. En outre, ces

²⁰ L'étude de Chen et Ravallion recouvre pour la région PM : l'Algérie, l'Egypte, la Jordanie, le Maroc, la Tunisie et le Yémen à travers 15 études, et représente 52,5% de la population locale pour 1998.

²¹ Les données de référence pour cet article sont disponibles sur le site : <http://econ.lse.ac.uk/staff/tbesley/hgp>.

²² Dans cet article la région PM est représentée par l'Algérie, l'Egypte, la Jordanie, le Maroc, la Tunisie et le Yémen.

résultats optimistes sont contrariés par les mauvaises performances économiques qu'ont connu ces pays durant les années 1990.

De la même manière Chen et Ravallion (2001) évaluent l'impact de la croissance sur la pauvreté (à distribution neutre) en suivant la méthodologie de Kakwani (1993). Les auteurs trouvent une l'élasticité de la pauvreté à la croissance (neutre pour la distribution) de - 4,41 pour la région PM. Tout comme Kalwij et Verschoor (2007), Chen et Ravallion (2001) concluent qu'entre 1987 et 1998 l'élasticité de la région méditerranéenne Sud est nettement plus élevée que celle des autres régions (-1,67 pour l'Afrique subsaharienne, -2,84 pour l'Asie du Sud, -2,06 pour l'Amérique Latine). Ces résultats indiquent que dans cette région il importe de mettre en place des politiques de promotion de la croissance. Les politiques de réduction de l'inégalité seraient alors inutiles dans la mesure où une croissance de 1 point de pourcentage conduirait à une baisse de la pauvreté de 4,41 points.

Il convient tout de même de noter que si l'on étudie l'élasticité croissance de la pauvreté au seuil de 2\$, l'élasticité passe alors à -2,77. Or, à ce seuil la pauvreté touche 30,03% de la population dans la région soit plus de 85 millions de personnes. Alors que ces chiffres sont toujours relativement faibles comparativement à d'autres régions en développement, ils concernent malgré tout une portion considérable de la population²³. Dans cette région la croissance est performante pour réduire l'extrême pauvreté (1\$/jour) mais elle l'est nettement moins pour réduire la pauvreté à 2\$/jour.

Il apparaît justifié de se demander si dans un pays à revenu intermédiaire comme le Maroc il est réellement cohérent de travailler à partir de seuils de pauvreté très faibles. En effet, les études sur la région PM qui se fondent sur ce seuil international de pauvreté de 1\$/jour font abstraction d'une large tranche de population tout aussi démunie et vulnérable²⁴.

En cas de choc, dans cette région de nombreuses personnes pourraient tomber à leur tour dans la pauvreté. Comme nous l'avons vu, les taux de pauvreté dans la région sont relativement sensibles à la sélection du seuil de pauvreté. Ainsi, en Egypte outre les 23 % de pauvres au seuil de 2\$, 37 % supplémentaires vivent avec des niveaux de revenu qui ne dépassent pas de plus 30% le seuil de pauvreté (Banque mondiale, 2005). Une dégradation de la situation économique dans la région risque donc d'entraîner de nombreuses personnes vulnérables dans un dénuement extrême.

B. L'inégalité dans les pays du PM

Nous utilisons la méthode paramétrique de la courbe de Lorenz pour évaluer l'inégalité dans les PM. Nous estimons deux formes fonctionnelles : d'une part la courbe de Lorenz quadratique (Villasenor et Arnold 1984, 1989), et d'autre part la courbe de Bêta Lorenz (Kakwani, 1980).

La courbe de Lorenz quadratique générale permet de représenter ce qui se passe sur l'ensemble de la distribution et présente l'avantage d'être facilement implémentable (Ravallion et Huppi, 1990) :

$$L(1-L) = a(p^2 - L) + bL(p-1) + c(p-L) \quad (3)$$

²³ L'indice numérique de la pauvreté passe à 23 % en Egypte (1997), 19 % au Maroc (1998), 14 % en Algérie (1995), 12 % en Jordanie (1997), et 8 % en Tunisie (1995)²³ avec des seuils de pauvreté définis au niveau national (Note Stratégique PM Banque Mondiale).

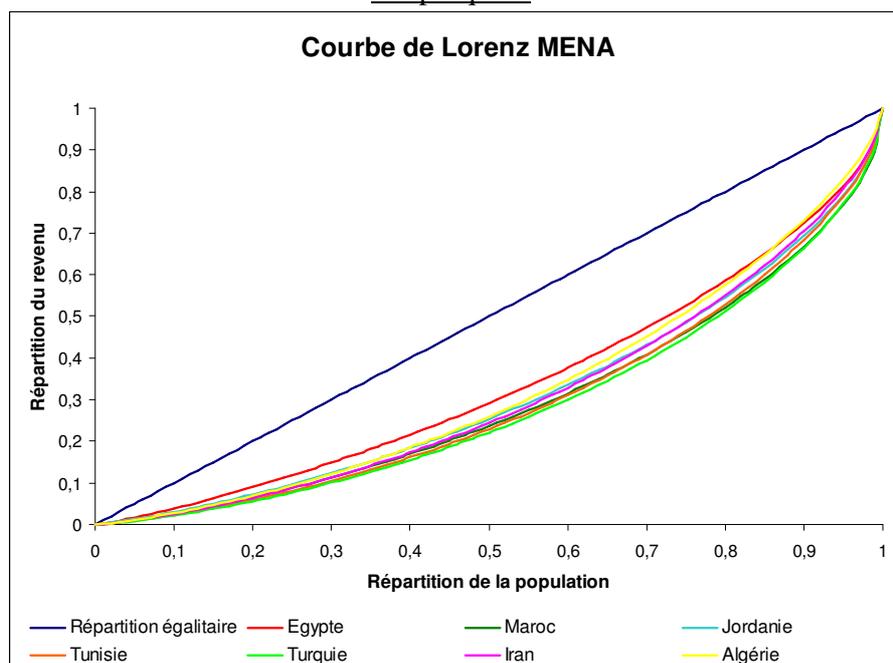
²⁴ Ce type d'estimation sur l'impact de la croissance sur la pauvreté est donc largement surestimé.

En revanche, si la **Bêta** Lorenz est plus difficile d'accès, elle rend mieux compte de ce qu'il se passe à la fin de la distribution :

$$L(p) = p - \theta p^\gamma (1 - p)^\delta \quad (4)$$

Nous utilisons pour ce faire le logiciel Povcal et les données relatives à la répartition du revenu par déciles de population²⁵ de la Banque mondiale. Les résultats indiquent que dans chacun des pays de la région PM, les deux formalisations de la courbe de Lorenz sont valides, mais il apparaît que la courbe de Bêta Lorenz est la plus adéquate, car elle induit l'erreur quadratique (*squared errors*) la plus faible pour l'indice de pauvreté (*headcount*).

Graphique 5 :



Ainsi, pour les trois premiers déciles de la distribution le pays le plus égalitaire est l'Égypte, suivi de la Jordanie, l'Algérie, le Maroc, la Tunisie, l'Iran et enfin la Turquie. Au-delà la distribution des revenus évolue :

- à partir du quatrième décile l'Algérie est plus égalitaire que la Jordanie.
- au huitième décile la Tunisie devient plus égalitaire que le Maroc.
- dans les derniers percentiles de la distribution l'Algérie est plus égalitaire que l'Égypte et la Turquie plus égalitaire que le Maroc. Le Maroc devient alors le pays le plus inégalitaire pour les déciles les plus élevés de la distribution.

L'utilisation d'une courbe de Bêta Lorenz plutôt qu'une courbe de Lorenz quadratique permet de mieux rendre compte graphiquement d'une telle nuance.

L'étude de l'évolution des courbes de Bêta Lorenz pour les différents pays telles que représentées en Annexe 1 permet de voir que l'inégalité a augmenté dans les années 1990 pour diminuer dans les années 2000, sans pour autant atteindre leur niveau de départ (à l'exception de l'Iran). Ne disposant pas de données relatives à la répartition du revenu par

²⁵ La base de donnée Povcal est une base primaire, c'est-à-dire qu'elle provient directement de données nationales. Cette base présente l'avantage de fournir des données comparables qui permettent d'effectuer des comparaisons en séries temporelles et entre pays.

tranche de population durant les années 2000 pour l'Algérie, il est uniquement possible de dire que la distribution est plus égalitaire en 1995 qu'elle ne l'était en 1998²⁶.

IV. Rythme de croissance et réduction de la pauvreté : l'importance de la distribution des revenus

Il existe différentes décompositions soulignant l'impact de ces deux effets sur la pauvreté. Dans un premier temps les méthodes de décomposition étaient statiques, puis ces méthodes ont été dynamisées.

A. Décomposition statique de Kakwani (1993) et ses limites

La méthode de décomposition statique repose sur des élasticités simples : l'élasticité de la pauvreté²⁷ par rapport au revenu moyen (ou consommation) et par rapport à l'inégalité. Ces élasticités sont mesurées à partir de la courbe de Lorenz. Kakwani (1993) démontre que pour une ligne de pauvreté donnée z , la variation de la pauvreté θ est la somme d'un effet croissance et d'un effet inégalité. L'effet croissance correspond à l'impact de la croissance du revenu par habitant μ sur la pauvreté si la courbe de Lorenz n'a pas connu d'évolution. Si la courbe de Lorenz est caractérisée par k paramètres m_i ($i = 1, \dots, k$), l'effet inégalité correspond à l'impact de l'évolution de ces paramètres sur la pauvreté en postulant que le revenu moyen par habitant est inchangé.

$$d\theta = \underbrace{\frac{\partial \theta}{\partial \mu} d\mu}_{\text{Effet croissance}} + \underbrace{\sum_{i=1}^k \frac{\partial \theta}{\partial m_i} dm_i}_{\text{Effet inégalité}} \quad (5)$$

En étudiant plus particulièrement les indices de pauvreté Foster-Greer-Thorbecke P_α (pour des degrés d'aversion à la pauvreté $\alpha = 1, 2$)²⁸ Kakwani (1993) définit l'élasticité de la pauvreté P_α par rapport à la croissance du revenu par habitant η_{P_α} et l'élasticité de la pauvreté P_α par rapport à l'inégalité ε_{P_α} comme suit :

$$\eta_{P_\alpha} = \frac{\partial P_\alpha}{\partial \mu} \frac{\mu}{P_\alpha} = - \frac{\alpha(P_{\alpha-1} - P_\alpha)}{P_\alpha} \quad (6)$$

$$\varepsilon_{P_\alpha} = \eta_\theta - \frac{\mu}{\theta} \int_0^z \frac{\partial P}{\partial x} f(x) dx \quad (7)$$

²⁶ Les croisements des courbes de Bêta Lorenz ne nous permettent pas de comparer de manière certaine les niveaux d'inégalité au sein des différents pays de la région, et ce d'autant plus que les périodes de référence diffèrent selon les pays.

²⁷ Les indices de pauvreté étudiés sont l'*headcount ratio*, le *poverty gap ratio*, l'indice de pauvreté de Watts (1968), l'indice de Foster-Greer-Thorbecke (1984), et celui de Clark, Hemming et Ulph (1981). Se référer à l'Annexe 2 pour un énoncé de ces différents indices de pauvreté.

²⁸ $P_\alpha = \frac{1}{n} \sum_i [(z - \gamma_i)/z]^\alpha$

Avec : $i = 1, \dots, q$: le nombre de personnes sous le seuil de pauvreté ; z : le seuil de pauvreté ; γ_i : le revenu moyen (dépense) de la $i^{\text{ème}}$ personne pauvre ; n : la population totale ; α : le degré d'aversion à la pauvreté. Plus α est élevé plus l'aversion pour la pauvreté est forte. La décomposition ne fonctionne pas pour $\alpha = 0$.

En utilisant cette décomposition, les résultats de Fofack *et al.* (2001) laissent apparaître qu'au Burkina Faso la pauvreté est plus sensible aux réductions d'inégalité qu'à l'amélioration du revenu moyen. Néanmoins, cette approche de la décomposition de la pauvreté demeure limitée dans la mesure où il s'agit d'une analyse statique d'un processus dynamique.

B. Décomposition dynamique de Datt et Ravallion (1992)

Contrairement à l'approche précédente Datt et Ravallion (1992) proposent une décomposition dynamique de la pauvreté (entre t et $t+1$). Les auteurs étudient dans quelle mesure une modification de la pauvreté peut être imputée à l'évolution de la distribution des niveaux de vie, et à celle des niveaux de vie moyens. Ils élaborent alors une décomposition des changements de la mesure de la pauvreté (1\$/jour) en intégrant une composante croissance (W), une composante inégalité (D) et un résidu (R).

La composante croissance correspond à une élasticité partielle de la pauvreté par rapport à la croissance. Elle mesure l'évolution de la pauvreté lorsque la croissance évolue, et que la distribution demeure inchangée. Cette élasticité diffère grandement selon les pays (Lipton et Ravallion, 1995). La décomposition de la pauvreté s'exprime ainsi :

$$P_{t+1} - P_t = W(t, t+1; r) + D(t, t+1; r) + R(t, t+1; r) \quad (8)$$

Avec :

r : une période de référence.

- L'effet croissance se calcule à inégalité constante :

$$W(t, t+1; r) = P\left(\frac{z}{\mu_{t+1}}, L_t\right) - P\left(\frac{z}{\mu_t}, L_t\right)$$

- L'effet inégalité à revenu moyen constant correspond à :

$$D(t, t+1; r) = P\left(\frac{z}{\mu_t}, L_{t+1}\right) - P\left(\frac{z}{\mu_t}, L_t\right)$$

Ce qui donne la décomposition de la pauvreté suivante:

$$P_{t+1} - P_t = \underbrace{\left[P\left(\frac{z}{\mu_{t+1}}, L_t\right) - P\left(\frac{z}{\mu_t}, L_t\right) \right]}_{\text{Effet croissance}} + \underbrace{\left[P\left(\frac{z}{\mu_t}, L_{t+1}\right) - P\left(\frac{z}{\mu_t}, L_t\right) \right]}_{\text{Effet inégalité}} + \underbrace{R_{t,t+1}}_{\text{Résidu}} \quad (9)$$

Le résidu $R(t, t+1; r)$ saisit l'interaction entre les effets de la croissance et de l'inégalité. Il correspond à la part de l'évolution de la pauvreté qui n'est pas expliquée par la somme de l'effet croissance et de l'effet revenu. Ce résidu apparaît lorsque :

- l'effet marginal du revenu moyen sur la pauvreté dépend de la courbe de Lorenz, donc lorsque la distribution n'est pas neutre, c'est-à-dire lorsqu'il y a une différence entre l'effet marginal de la croissance évaluée lorsque $r = t$ ou $r = t+1$;

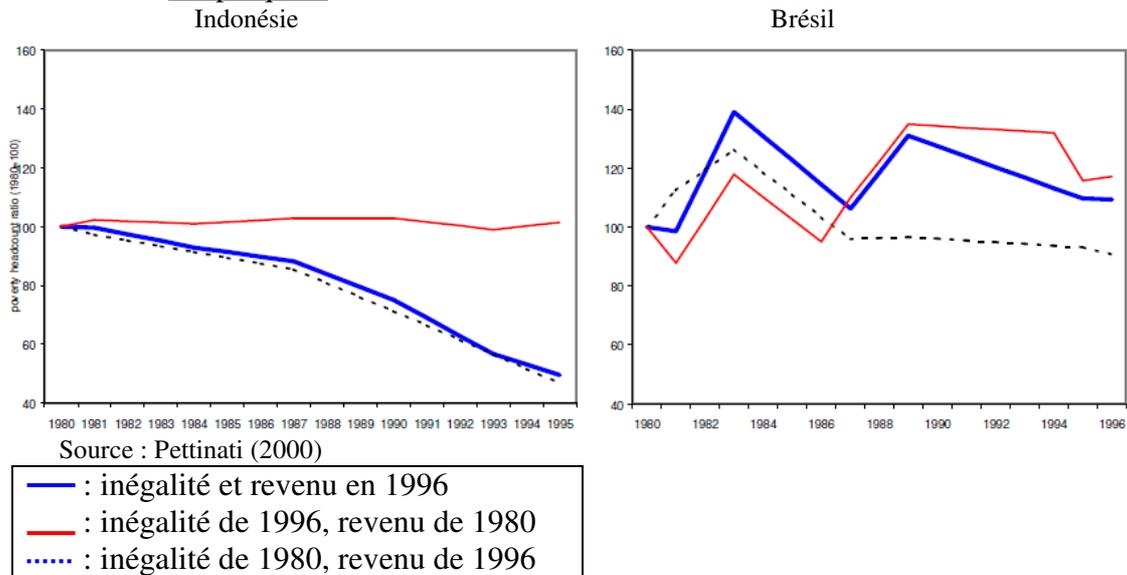
- l'effet marginal de l'inégalité sur la pauvreté dépend du revenu moyen. La composante inégalité diffère si la croissance n'est pas neutre.

Le résidu s'interprète donc comme la différence entre la composante croissance, évaluée aux niveaux terminal et initial de la courbe de Lorenz, ou comme la différence entre la composante inégalité, évaluée aux niveaux terminal et initial du revenu moyen. Il disparaît donc si le revenu moyen ou la courbe de Lorenz ne se modifie pas pendant la période de décomposition.

Cette méthode de décomposition a été utilisée par Bigsten *et al.* (2003) en distinguant l'Éthiopie urbaine et rurale sur la période 1994-1997. Ces auteurs montrent que dans les deux régions c'est l'augmentation de l'inégalité qui a été la plus néfaste en termes de pauvreté. Il en va de même pour la Papouasie Nouvelle Guinée de 1986 à 1996 (Gibson, 2000).

Si cette décomposition permet d'obtenir des résultats intéressants, elle rencontre pourtant un problème d'asymétrie dans le traitement des années initiales et finales. Cette asymétrie conduit à des erreurs d'estimation car les résultats de la décomposition changent selon que l'on prenne comme référence la période initiale ou la période finale. Pettinati (2000) illustre ce problème par une application de cette décomposition au cas indonésien et brésilien.

Graphique 6 : Pauvreté en Indonésie et au Brésil, 1980 – 1996.



Ces graphiques illustrent les différences notables qui résultent du choix de la période de référence dans le calcul des effets croissance et inégalité. La courbe bleue correspond à la période de référence de la décomposition est 1996.

A partir des élasticités de la pauvreté, le graphique de gauche montre qu'en Indonésie la baisse de la pauvreté est totalement imputable à la croissance. En effet, si l'on considère que le revenu moyen n'a pas évolué (courbe rouge) la pauvreté est relativement stable, alors que dans les faits elle a diminué de moitié. L'évolution des inégalités n'a donc eu que peu d'impact sur la pauvreté, mais il convient de noter que son niveau initial était relativement faible dans ce pays.

Au Brésil si l'augmentation de la croissance a permis à elle seule une baisse de la pauvreté (courbe rouge), elle aurait été encore plus significative si la croissance n'avait pas été inégalitaire (courbe en pointillés).

C. Les nouvelles méthodes de décomposition permettant de résoudre les problèmes d'asymétrie et de résidu

Afin de résoudre le problème d'asymétrie présent dans la méthode de décomposition de Datt et Ravallion (1992), la méthodologie proposée par Shorrocks et Kolenikov (2005) consiste à introduire un troisième effet à l'analyse de la pauvreté. Il s'agit d'un effet "seuil de pauvreté". Il s'agit d'un effet qui intègre l'évolution de la ligne de pauvreté entre les périodes initiales et finales. Cet effet est lié à l'évolution du seuil de pauvreté due à l'inflation, si le revenu moyen et la distribution restent inchangés.

Les auteurs posent pour hypothèse que les habitudes des consommateurs n'ont pas évolué, et donc que le panier de biens du seuil de pauvreté est inchangé. La variation du seuil de pauvreté est alors totalement imputée à l'inflation.

$$P_{t+1} - P_t = [P(\mu_{t+1}, L_t, z_t) - P(\mu_t, L_t, z_t)] + [P(\mu_t, L_{t+1}, z_t) - P(\mu_t, L_t, z_t)] + [P(\mu_t, L_t, z_{t+1}) - P(\mu_t, L_t, z_t)] + R_{t+1,t} \quad (10)$$

Mais cette méthode de triple décomposition intègre elle aussi un terme d'erreur qui peut s'avérer extrêmement élevé. Par exemple, en Russie entre 1992 et 1993, les effets croissance, inégalité et seuil de pauvreté auraient du contribuer à faire baisser la pauvreté de 7 points de pourcentage, alors qu'en fait la pauvreté n'a diminué que d'un point (Shorrocks et Kolenikov, 2001). Cet exemple illustre de manière flagrante l'inefficacité de cette décomposition de la pauvreté à représenter la réalité, et met en avant la nécessité de travailler à partir d'une décomposition de la pauvreté qui élimine à la fois les problèmes liés au terme d'erreur et à l'asymétrie.

La décomposition visant à résoudre le problème de résidu consiste à utiliser la méthode de Shapley²⁹ (1953). En se fondant sur la théorie des jeux, Kakwani (2000) propose une méthode de décomposition à partir de la valeur de Shapley et aboutit à une décomposition sans résidu. L'évolution de la pauvreté est alors due à l'effet moyen de la croissance et l'effet moyen de l'inégalité : $P_{t+1} - P_t = \hat{W}(t, t+1; r) + \hat{D}(t, t+1; r)$ (11)

Pour respecter la symétrie entre les périodes initiales et finales, ces effets se construisent désormais comme la moyenne de l'effet calculé à la période initiale et de l'effet calculé à la période finale. L'effet moyen de la croissance correspond alors à la moyenne de l'effet de la croissance si on maintient la distribution initiale, et de l'effet de la croissance si on considère la distribution finale. Soit :

$$\hat{W}(t, t+1) = \frac{1}{2} \left[P\left(\frac{z}{\mu_{t+1}}, L_t\right) - P\left(\frac{z}{\mu_t}, L_t\right) + P\left(\frac{z}{\mu_{t+1}}, L_{t+1}\right) - P\left(\frac{z}{\mu_t}, L_{t+1}\right) \right]$$

Tandis que l'effet moyen de l'inégalité correspond à la moyenne de l'effet de l'inégalité lorsque la croissance est à son niveau initial, et de l'effet de l'inégalité si l'on se réfère à la croissance finale.

$$\hat{D}(t, t+1) = \frac{1}{2} \left[P\left(\frac{z}{\mu_t}, L_{t+1}\right) - P\left(\frac{z}{\mu_t}, L_t\right) + P\left(\frac{z}{\mu_{t+1}}, L_{t+1}\right) - P\left(\frac{z}{\mu_{t+1}}, L_t\right) \right]$$

Dans la suite de cette analyse nous utiliserons donc les méthodes de décomposition de la pauvreté les plus performantes à savoir les méthodes dynamiques de Shorrocks et Kolenikov, (2005) et de Kakwani (2000)³⁰.

²⁹ Cette procédure peut être utilisée pour déterminer l'importance relative de variables explicatives, et est notamment utilisée fréquemment dans la décomposition des indices d'inégalité.

³⁰ Cette méthode est utilisée notamment par Balisacan (2000) considère ainsi que les périodes de stagnation de l'économie aux Philippines ont davantage affecté les pauvres par leur effet négatif sur la distribution, mais également par McCulloch, Cherel-Robson, et Baluch (2000), Shorrocks et Kolenikov (2001), Dhongde (2002), Christiaensen, Demery, et Paternostro (2002), Boccanfuso et Kabore (2004) Boccanfuso *et al.* (2007).

V. Application de la décomposition de la pauvreté aux pays méditerranéens

A partir des courbes de Lorenz que nous venons d'estimer et en utilisant à nouveau le logiciel Povcal, nous spécifions les niveaux de consommation (ou revenu) moyen et les seuils de pauvreté spécifiques à chacun des pays. Le seuil de pauvreté doit se trouver dans un intervalle acceptable pour la fonction de densité, c'est-à-dire qu'il faut que :

$$[\mu L'(0,001, \pi), \mu L'(0,999, \pi)]$$

Avec : π le vecteur des paramètres de la courbe de Lorenz tels que définis précédemment.

Le choix des seuils de pauvreté est réalisé selon la méthodologie de Chen et Ravallion (2001)³¹, à savoir que nous retenons le seuil le plus élevé. Le seuil de pauvreté z est fixé comme le seuil maximal entre le seuil de pauvreté absolue internationale ("1\$/jour" en PPA 2005) z^* et le seuil de pauvreté relatif qui correspond au tiers du revenu moyen (C_i) :

$$z = \max(z^*, \frac{1}{3} C_i)$$

Décompositions dynamiques en PPA 2005

L'objectif est de déterminer si la faible évolution de la pauvreté est liée au manque de dynamique de la croissance ou à ses faibles retombées pour les déciles les plus pauvres. Une décomposition dynamique de la pauvreté met en avant les rôles respectifs de l'effet croissance et de l'effet inégalité. Nous appliquons les différentes méthodes de décomposition de l'évolution de la pauvreté, en implémentant les trois indices de pauvreté : *headcount* (H), *poverty gap* (PG) et *Foster-Greear-Thorbecke* (FGT2). Les résultats sont présentés dans le tableau 1.

Tableau 1 : Décomposition dynamique de la pauvreté dans les PM (PPA 2005).

Algérie 1988-1995							
	Datt et Ravallion (1992)			Kakwani (2000)		Shorrocks et Kolenikov (2005)	
	Effet croissance	Effet inégalité	Résidu	Effet croissance	Effet inégalité	Effet seuil	Résidu
H	1,3903	-1,0202	-0,0596	1,3605	-1,05	-1,2335	1,1739
PG	0,3491	-0,6959	-0,0165	0,34085	-0,70415	-0,3017	0,2852
FGT2	0,1322	-0,5423	-0,0148	0,1248	-0,5497	-0,1128	0,09793

Egypte 1995-2004							
	Datt et Ravallion (1992)			Kakwani (2000)		Shorrocks et Kolenikov (2005)	
	Effet croissance	Effet inégalité	Résidu	Effet croissance	Effet inégalité	Effet seuil	Résidu
H	-0,507	0,9613	-0,405	-0,7095	0,7588	1,5776	-1,9826
PG	-0,0692	0,22	-0,0787	-0,10855	0,18065	0,2016	-0,2803
FGT2	-0,0181	0,0998	-0,0254	-0,0308	0,0871	0,0482	-0,0736

³¹ La sensibilité des résultats aux choix des seuils de pauvreté est faible ce qui corrobore la robustesse de nos résultats.

Jordanie 2002-2006

	Datt et Ravallion (1992)			Kakwani (2000)		Shorrocks et Kolenikov (2005)	
	Effet croissance	Effet inégalité	Résidu	Effet croissance	Effet inégalité	Effet seuil	Résidu
H	-4,9389	-3,2084	1,3042	-4,2868	-2,5563	6,6484	-5,3442
PG	-1,0591	-0,6044	0,3959	-0,86115	-0,40645	1,8421	-1,4462
FGT2	-0,3159	-0,1258	0,1204	-0,2557	-0,0656	0,6599	-0,5395

Maroc 2000-2007

	Datt et Ravallion (1992)			Kakwani (2000)		Shorrocks et Kolenikov (2005)	
	Effet croissance	Effet inégalité	Résidu	Effet croissance	Effet inégalité	Effet seuil	Résidu
H	-5,7683	-1,6773	1,0062	-5,2652	-1,1742	7,4775	-6,4713
PG	-1,29	-0,0489	0,0978	-1,16705	-0,07405	2,2166	-2,1188
FGT2	-0,3833	0,513	0,0215	-0,3666	0,5178	0,8192	-0,436

Tunisie 1995-2000

	Datt et Ravallion (1992)			Kakwani (2000)		Shorrocks et Kolenikov (2005)	
	Effet croissance	Effet inégalité	Résidu	Effet croissance	Effet inégalité	Effet seuil	Résidu
H	-4,8855	-1,6432	0,0584	-4,8563	-1,614	5,9228	-5,8644
PG	-1,524	-0,6708	0,1762	-1,4359	-0,5827	2,1289	-1,9527
FGT2	-0,6237	-0,3038	0,1144	-0,5665	-0,2466	0,9711	-0,8567

Si la méthodologie de Kakwani (2000) permet d'affiner les résultats, en revanche elle n'influe pas sur les signes et les ordres de grandeur obtenus pour les effets croissance et revenu. L'interaction entre l'effet de la croissance et l'effet de l'inégalité, n'a donc pas une incidence majeure sur les résultats, ce qui s'explique par la relative stagnation de la courbe de Lorenz au cours des périodes de décomposition.

Plusieurs cas de figure apparaissent dans la région PM. Sur les périodes étudiées, en Jordanie, en Tunisie et au Maroc la croissance a permis de réduire la pauvreté. De la même manière ces pays ont connu une redistribution des richesses en faveur des plus démunis. Il convient de noter que dans ces pays l'effet croissance a été plus important que l'effet redistributif à croissance inchangée. Au final pour ces pays la croissance a donc joué un rôle plus important dans la lutte contre la pauvreté relative dans ces pays, et ce quelque soit l'indice de pauvreté retenu. La seule exception concerne l'indice Foster-Greer-Thorbecke du Maroc. Il est intéressant de noter que sur la période 2000-2007 si l'indice *headcount* et le *poverty gap* montrent que dans ce pays effet croissance et effet inégalité ont permis de réduire la pauvreté, en revanche à croissance inchangée l'indice Foster-Greer-Thorbecke a augmenté (l'effet inégalité est positif). L'effet adverse de l'inégalité a donc été plus fort que l'effet croissance, ce qui a conduit à une augmentation de l'extrême pauvreté. La croissance n'a eu qu'un impact très faible sur les plus démunis, ce qui n'a pas permis de compenser l'augmentation des inégalités dont ont été frappés les plus pauvres, ce qui explique l'augmentation de l'indice Foster-Greer-Thorbecke. L'Etat doit donc intervenir pour aider les plus démunis qui ne bénéficient pas de la croissance.

Les résultats obtenus pour la Tunisie divergent de ceux d'Ayadi *et al.* (2005). Ces auteurs appliquent la décomposition de Datt et Ravallion sur la période 1995-2000 à l'indice numérique de pauvreté (H). Le seuil de pauvreté qu'ils retiennent est un seuil de pauvreté absolu en PPA 1993 qui est donc nettement inférieur au notre. En utilisant la même méthodologie que celle mise en œuvre ici, Ayadi *et al.* (2005) concluent que l'effet croissance a été de -2,21. Cet écart de niveau s'explique par la conversion des revenus moyens et des seuils de pauvreté selon la PPA retenue. Néanmoins dans les deux cas l'effet croissance a été négatif. En revanche, nos résultats sont très différents en ce qui concerne l'impact de la redistribution sur cette période. Ainsi pour Ayadi *et al.* (2005) l'effet inégalité est de 0,23 c'est-à-dire que la redistribution a été défavorable aux pauvres, tandis que d'après nos résultats la situation inverse s'est produite. Cette divergence s'explique principalement par le choix de seuils de pauvreté différents. Celui que nous avons retenu est plus élevé, ce qui implique que la redistribution a été favorable aux personnes se situant sous le seuil de pauvreté relatif que nous avons retenu pour la Tunisie mais défavorable pour celles se situant sous le seuil de pauvreté absolu retenu par Ayadi *et al.* (2005).

En Egypte, l'effet inégalité est positif ce qui implique que la redistribution du revenu consécutive au processus de croissance a été davantage bénéfique aux riches qu'aux pauvres. L'effet croissance quant à lui est négatif, le jumelage de ces deux effets explique l'augmentation de la pauvreté dans ce pays, et ce, quel que soit l'indice de pauvreté utilisé.

Le cas de l'Algérie est assez atypique en comparaison aux autres. En effet, si l'effet inégalité y a été négatif, en revanche il s'agit du seul pays ayant un effet croissance positif sur la période étudiée. Or, sur la période 1988-1995 le revenu moyen par habitant a diminué. L'effet croissance positif signifie donc que le processus de récession a conduit à une aggravation de la pauvreté. Il est également intéressant de noter que lorsque la pauvreté est appréhendée à partir de l'indice *headcount*, l'effet croissance domine l'effet redistribution et la pauvreté augmente donc. A contrario, l'indice de *poverty growth* et l'indice Foster-Greer-Thorbecke connaissent une diminution. Il semblerait donc que si la croissance a été néfaste pour l'ensemble de la population, cela a proportionnellement moins affecté les plus démunis. L'enjeu en Algérie diffère donc du Maroc, car c'est plus particulièrement sur le dynamisme du processus de croissance qu'il s'agit d'influer.

Il convient néanmoins d'être vigilant dans l'interprétation des résultats. Ainsi les économistes considèrent en général qu'il y a "écoulement" de la croissance du revenu moyen lorsqu'elle se répercute ne serait ce qu'un minimum sur l'amélioration des conditions de vie des plus démunis. Dès lors, rien n'empêche que l'effet inégalité soit positif (accroisse la pauvreté) s'il demeure inférieur à l'effet croissance. Au final une réduction de la pauvreté s'opèrera tout de même. Or, ce n'est pas parce que l'effet croissance a été plus important que l'effet inégalité en Jordanie (quelque soit la méthodologie retenue) que cela implique pour autant que la croissance soit plus efficace pour réduire la pauvreté dans ce pays. Cela signifie simplement que la redistribution y a été faible. Il importe donc d'être prudent en interprétant ces résultats. Pour preuve Son (2004) conclue que l'élasticité croissance de la pauvreté peut varier sensiblement selon les indices utilisés pour mesurer la croissance et la pauvreté.

L'étude des différents pays de la zone méditerranéenne nous a donc permis de rendre compte de l'hétérogénéité des situations qui ne tiennent pas forcément aux différences de taux de croissance. Les cas particuliers de l'Algérie et du Maroc montrent le rôle que joue l'effet inégalité et permettent de percevoir les nuances qui existent entre l'impact sur la pauvreté et sur l'extrême pauvreté, c'est-à-dire de faire ressortir l'importance de l'indicateur de pauvreté

retenu. Il apparaît en outre que les résultats de ces tests ont des ordres de grandeur relativement faibles comparativement à d'autres régions telles que l'Afrique subsaharienne.

Résultats de la triple décomposition : le rôle de l'effet seuil de pauvreté

L'application de la méthodologie de Shorrocks et Kolenikov (2005) permet d'intégrer un aspect fondamental de l'analyse de la pauvreté, à savoir qu'elle autorise la prise en compte de l'effet seuil de pauvreté, ce qui combiné à l'utilisation des PPA 2005 autorise une estimation plus fine de ce phénomène. Pour mettre en application cette méthodologie nous implémentons ici également les seuils de pauvreté en PPA 2005. Les effets croissance et inégalité sont identiques dans la méthode de Datt et Ravallion (1992) et dans celle Kakwani (2000), en revanche l'effet seuil de pauvreté apparaît jouer un rôle primordial dans l'évolution de la pauvreté. Il est également intéressant de noter que l'effet du résidu compense à peu près l'effet du seuil de pauvreté. Il apparaît donc que l'interaction entre l'effet de la croissance, l'effet de l'inégalité et l'effet seuil de pauvreté jouent un rôle majeur, et ce en raison d'un problème d'asymétrie entre période initiale et finale.

Ces deux séries de résultats mettent en avant l'importance que jouent les interactions entre l'effet croissance et l'effet inégalité en raison du choix de la temporalité.

Comme nous l'avons étudié la réduction de la pauvreté passe par un effet croissance et un effet inégalité. Ainsi, l'inégalité a un impact notable sur le taux de réduction de la pauvreté. Ainsi Ravallion (2001) trouve que lorsqu'il y a croissance, s'il y a baisse des inégalités le taux médian de la diminution de l'indice *headcount* au seuil 1\$/jour est de 10% par an, alors qu'elle n'est que de 1% par an pour les pays pour lesquels croissance s'est accompagnée d'une augmentation des inégalités. La pauvreté tend à diminuer, mais à des taux très différents. A contrario, dans les pays en récession la pauvreté augmente, et elle augmente d'autant plus vite que le pays est inégalitaire.

VI. Les indicateurs de *pro-poor growth*

A. Revue de la littérature relative aux indices de *pro-poor growth*

Les indices de croissance en faveur des pauvres distinguent les effets de la croissance lorsque la courbe de Lorenz n'évolue pas, et de l'inégalité lorsque le revenu moyen est inchangé. Les indices qui utilisent cette distinction sont le *poverty bias of growth* (PBG) de Mc Culloch et Baulch (1999), le *pro-poor growth index* de Kakwani et Pernia (2000).

Le poverty bias of growth (PBG) de Mc Culloch et Baulch (1999)

Mc Culloch et Baulch (1999) ont élaboré le *poverty bias of growth* (PBG) qui met en évidence l'existence d'un biais "inégalité" dans la croissance économique. Cet indice est calculé comme la différence entre la baisse de la pauvreté qu'il y aurait eu si les gains de la croissance avaient été répartis de manière égalitaire, et la variation réelle de l'indice de pauvreté. Pour une explication détaillée de cet indice se référer à l'Annexe 2

Soit :

$$\Delta P = \Delta P\mu + \Delta P\Psi \quad (12)$$

Avec :

ΔP : l'évolution de la pauvreté.

$\Delta P\mu$: l'effet croissance. Part de la variation de la pauvreté liée à l'évolution du revenu moyen, si l'on pose l'hypothèse que l'inégalité est demeurée constante.

$\Delta P\Psi$: l'effet inégalité. Part de la variation de la pauvreté liée à l'évolution de la courbe de Lorenz, si l'on pose pour hypothèse que le revenu moyen est inchangé.

A partir de là, Mc Culloch et Baulch construisent leur indice PBG permettant d'isoler le biais inégalité :

$$PBG = \Delta P\mu - \Delta P \quad (13)$$

Or, à partir de l'équation (3) on peut écrire :

$$\Delta P\Psi = \Delta P - \Delta P\mu \Leftrightarrow -\Delta P\Psi = \Delta P\mu - \Delta P \quad (14)$$

En remplaçant $\Delta P\mu - \Delta P$ dans (13) on obtient :

$$PBG = -\Delta P\Psi \quad (15)$$

Cette méthode permet de mettre en évidence le biais lié aux variations dans la courbe de Lorenz. Pour justifier une telle méthodologie il convient de rappeler que l'amplitude de l'effet inégalité reflète relativement bien de degré de *trickle-down* (Kakwani et Subbarao, 1992). Le PBG est ensuite utilisé pour comparer ce qui s'est réellement passé en termes de réduction de la pauvreté (ΔP_i) avec ce qu'il se serait passé s'il n'y avait pas eu de modification dans la distribution.

Dès lors si :

- PBG = 0 : il n'existe pas de biais.
- PBG > 0 : il existe un biais *pro-pauvres* dans la croissance.
- PBG < 0 : il existe un biais *anti-pauvres* ou *pro-riches*.

Le problème de cet indice c'est qu'il ne reflète pas les différences d'évolution de revenu qu'ont connu les populations se trouvant en dessous du seuil de pauvreté.

Le "pro-poor growth index" de Kakwani et Pernia (2000)

Kakwani et Pernia (2000) reprennent l'analyse de la *pro-poor growth* en isolant l'effet inégalité et développent le *pro-poor growth index* (PPGI) qui se présente comme suit (Annexe 2) :

$$\phi = \frac{\eta}{\eta_g} \quad (16)$$

η : l'élasticité croissance de la pauvreté, c'est à dire la variation de la pauvreté quand le taux de croissance augmente de 1%.

η_i : l'effet inégalité, c'est-à-dire l'élasticité de la pauvreté par rapport à l'inégalité si le revenu moyen est inchangé.

η_g : l'effet croissance pur, c'est-à-dire l'élasticité de la pauvreté par rapport à la croissance du revenu moyen lorsque d'après la courbe de Lorenz ne varie pas.

Cet indicateur revient à isoler l'effet inégalité en comparant l'effet global par rapport à ce qu'il se serait passé en cas d'absence d'effet sur la distribution des revenus. Sachant que η_g est toujours négatif, et comme $\eta = \eta_g + \eta_i$, les résultats varient donc selon le signe de η_i .

- $\phi > 1$ les effets revenu (η_g) et inégalité (η_i) sont négatifs. Dans ce cadre, en période de croissance les inégalités se réduisent et comme $\eta < 0$ l'élasticité croissance de la pauvreté est négative, la pauvreté baisse. La croissance est alors *pro-poor*.
- $0 < \phi < 1$, pour $\eta_g < 0$, et $|\eta_g| > \eta_i > 0$. La pauvreté diminue, mais la distribution se fait en faveur des riches. La croissance est alors dite *faiblement pro-poor*, et cela correspond à la situation envisagée dans le cas du *trickle-down development*.
- $\phi < 0$, comme $\eta_g < 0$, si $\eta_i > |\eta_g| > 0$, l'accroissement inégalité fait plus que compenser l'effet revenu, et au total la croissance est créatrice de pauvreté. Cela correspond à une croissance défavorable aux pauvres.

L'avantage majeur de cet indice PPGI est qu'il permet toujours de conclure quant au caractère plus ou moins *pro-poor* d'une croissance³².

B. Application des indices de croissances en faveur des pauvres au PM

Pour être réductrice de pauvreté absolue et relative, il faut faire en sorte que la croissance bénéficie prioritairement aux pauvres afin de maximiser l'augmentation de leurs revenus sans pour autant compromettre la croissance. Nous considérons donc ici qu'une croissance est *pro-poor* si elle permet d'augmenter le revenu des plus démunis plus que proportionnellement par rapport à celui du reste de la population, ce qui permet de garantir une réduction significative des inégalités, et nous utilisons donc un concept relatif de la *pro-poor growth* (Ravallion et Chen, 2002 ; Son, 2004).

Afin de comparer ces méthodologies, nous appliquons l'indice de Mc Culloch et Baulch et celui de Kakwani et Pernia. Mc Culloch et Baulch (1999) recommandent d'utiliser la décomposition de la pauvreté de Datt et Ravallion pour estimer l'effet revenu et l'effet croissance. Nous utilisons les données relatives à la répartition des revenus estimées grâce aux courbes de Bêta-Lorenz.

Les résultats obtenus sont représentés dans le tableau 2³³.

Lorsque le *poverty bias growth* de Mc Culloch et Baulch est positif, cela signifie que la croissance a été favorable aux pauvres. Cela a été le cas notamment en Algérie, en Jordanie, en Tunisie, et au Maroc lorsque l'on s'intéresse aux indices de *headcount* (H) et le *poverty gap* (PG). Conformément aux résultats que nous avons obtenus concernant la décomposition de la pauvreté lorsque l'indice de pauvreté intègre un degré d'aversion à l'inégalité (FGT), la croissance est alors considérée comme défavorable aux pauvres au Maroc.

En revanche, lorsque l'on s'intéresse au cas algérien et que l'on isole l'effet inégalité en comparant l'évolution réelle de la pauvreté avec ce qui se serait passé si la distribution était demeurée inchangée (indice de Mc Culloch et Baulch), la croissance semble avoir été favorable aux pauvres sur la période 1988-1995. Ces résultats sont en contradiction avec le fait que l'indice numérique de pauvreté (H) de ce pays se soit dégradé durant la période étudiée. Ceci s'explique par la forte pondération qu'accorde le *poverty bias growth* à l'effet de la redistribution, qui "neutralise" l'effet de la croissance. Or, durant la période considérée la montée de la pauvreté en Algérie s'explique par la récession dont l'effet prime sur la meilleure répartition des richesses. Ce point particulier montre les limites de l'indice de Mc

³² Kakwani et Son (2008) reprennent ce mode de calcul pour élaborer leur *Poverty Equivalent Growth Rate*, indice absolu de croissance pro-pauvres.

³³ Nous avons également implémenté la décomposition de la pauvreté de Kakwani (2000) afin de vérifier l'impact potentiel du résidu. Il apparaît que le choix du mode de décomposition de la pauvreté (avec ou sans résidu) n'influe pas sur les résultats, les ordres de grandeurs demeurent inchangés (annexe 3).

Culloch et Baulch, et il apparaît nécessaire de nuancer ces résultats en étudiant ceux obtenus avec le *pro-poor growth index* de Kakwani et Pernia.

Tableau 2 : Indices de croissance en faveur des pauvres

Algérie 1988-1995		
	Mc Culloch et Baulch	Kakwani et Pernia
H	1,02	0,266
PG	0,696	-0,993
FGT	0,542	-3,102

Egypte 1995-2004		
	Mc Culloch et Baulch	Kakwani et Pernia
H	-0,961	-0,896
PG	-0,220	-2,179
FGT	-0,01	-4,514

Jordanie 2002-2006		
	Mc Culloch et Baulch	Kakwani et Pernia
H	3,208	1,65
PG	0,604	1,571
FGT	0,126	1,398

Maroc 2000-2007		
	Mc Culloch et Baulch	Kakwani et Pernia
H	1,677	1,291
PG	0,049	1,038
FGT	-0,151	0,605

Tunisie 1995-2000		
	Mc Culloch et Baulch	Kakwani et Pernia
H	1,643	1,336
PG	0,671	1,440
FGT	0,304	1,487

En effet d'après le *pro-poor growth index*, la croissance en Algérie n'est plus considérée comme étant favorable aux pauvres, mais simplement "faiblement pro-pauvres"³⁴. En outre, les indices relatifs à la profondeur de la pauvreté (PG et FGT) traduisent le fait que la croissance a été défavorable aux pauvres malgré l'amélioration de la distribution. La réduction de l'inégalité n'a pas pu compenser l'effet revenu, et au total la croissance est créatrice de pauvreté. La détérioration de l'économie algérienne n'a pas permis de réduire de manière significative les inégalités mais l'effet sur la pauvreté aurait été bien pire si aucune mesure redistributive n'avait amorti la récession. Les résultats obtenus avec l'indice de Kakwani et Pernia sont donc en totale opposition avec ceux obtenus avec l'indice de Mc Culloch et Baulch. Contrairement aux résultats précédents le *pro-poor growth index* permet de retranscrire l'effet qu'a eu la récession sur le revenu des plus défavorisés.

³⁴ L'inconvénient de cette définition, c'est qu'en cas de récession, des variations peuvent comme c'est le cas pour l'Algérie être considérées comme *pro-poor* lorsque l'élasticité croissance de la pauvreté (η) est inférieure à l'effet croissance (η_g) alors même que le niveau de vie global des pauvres s'amenuise.

De la même manière, les résultats divergent concernant l'impact de la croissance sur la pauvreté au Maroc entre 2000 et 2007. La situation est totalement différente de ce qui s'est passé en Algérie. En effet, si la pauvreté absolue a diminué, la distribution s'est pourtant réalisée en faveur des riches. La croissance est alors dite "faiblement pro-pauvres", et non plus défavorable aux pauvres. Cette réinterprétation permet d'expliquer que l'extrême pauvreté telle que reflétée par l'indice FGT ait augmenté en raison d'une hausse de l'inégalité mais que la croissance ait pourtant permis de réduire la pauvreté (H et PG). Durant la période étudiée le Maroc se situe donc dans un cas de *trickle-down*.

Quel que soit l'indice utilisé, il apparaît que la croissance a été favorable aux pauvres en Jordanie sur la période 2002-2006 et en Tunisie de 1995 à 2000 tandis qu'elle a été défavorable aux pauvres en Egypte entre 1995 et 2004. Durant la période étudiée la Tunisie a connu une croissance de près de 4,2% par an, soit son rythme le plus élevé depuis la fin des années soixante dix, tandis que les inégalités évoluaient peu. Cela se traduit par un effet croissance nettement plus élevé que l'effet redistribution. Il apparaît en outre que de 1995 à 2000 la croissance a été générée à 80% par des gains de productivité et par la croissance de l'emploi alors qu'auparavant elle était principalement tirée par l'accumulation du capital (Ayadi *et al.*, 2005). Dès lors, la rémunération des facteurs de production a évolué en faveur du travail, ce qui bénéficie aux pauvres.

Il convient d'être prudent dans l'interprétation des résultats obtenus par les différents indices. Ceux-ci doivent être considérés comme des outils permettant d'avoir une vision globale, mais ils ne peuvent en aucun cas constituer des bases de décision pour les politiques. Il y a deux raisons à cela. D'une part, les résultats sont trop fragiles, avec un faible intervalle de confiance (Ravallion et Chen, 2002 ; Son, 2003), et d'autre part, les indices ne sont pas suffisamment précis pour pouvoir mettre en évidence les mécanismes qui lient pauvreté, croissance et inégalité. Les indices choisis sont des ordres de grandeur qui permettent d'expliquer les mécanismes sans pour autant être totalement rigoureux, car se pose le problème des hypothèses et du choix des paramètres.

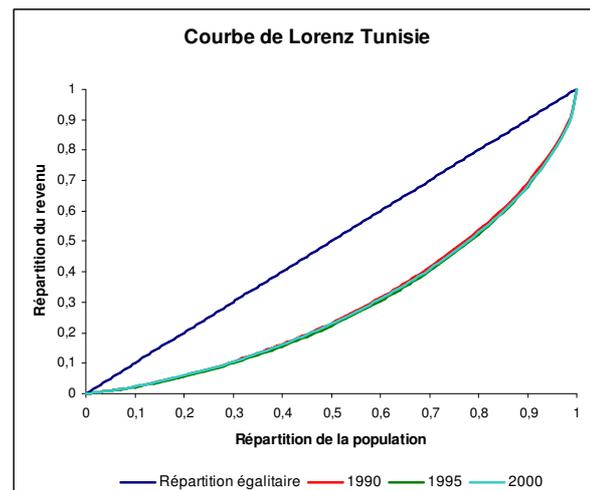
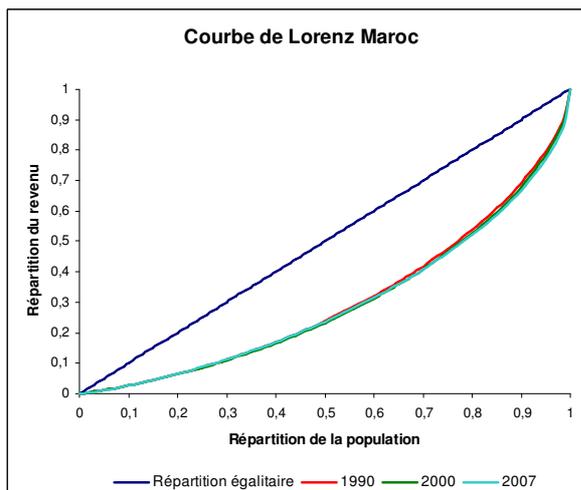
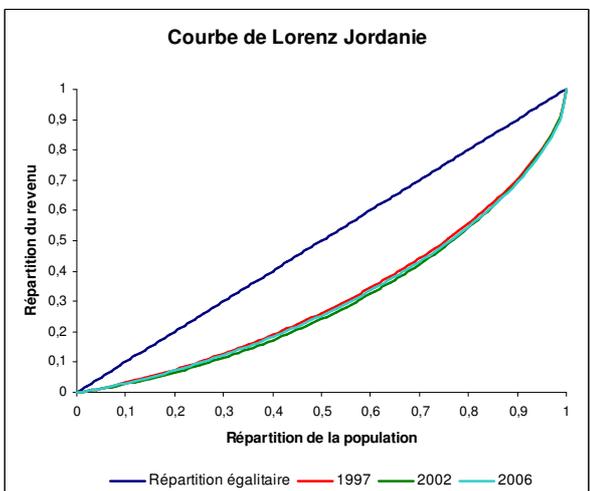
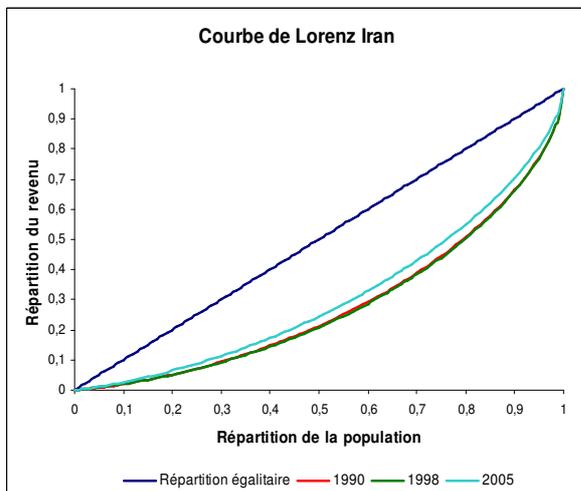
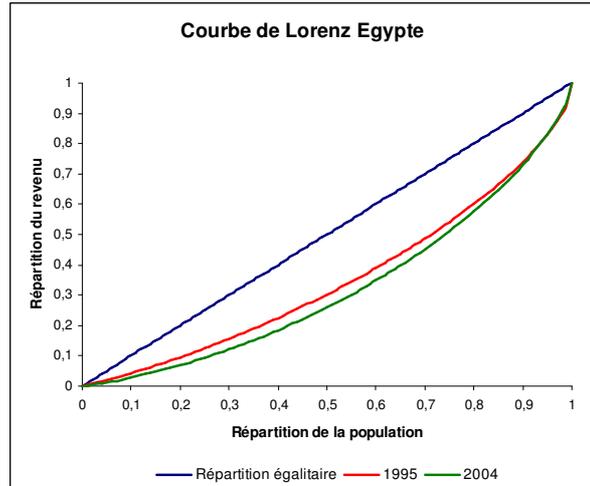
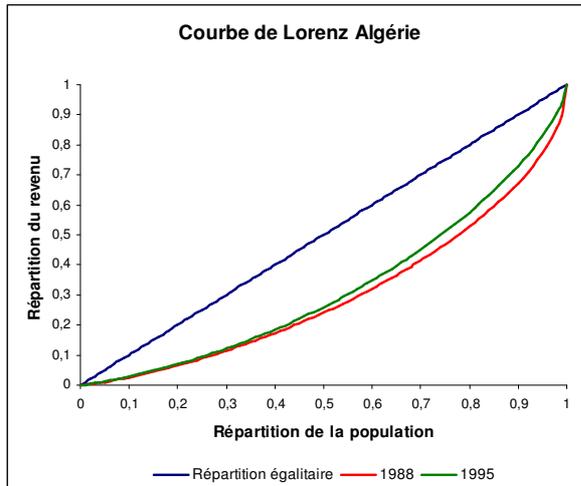
Pourtant nous pouvons retenir de ces résultats que la faiblesse de ces indicateurs tend à montrer que la situation des pauvres ne s'est pas sensiblement améliorée. Ce constat est confirmé par les autres études portant sur cette région (Griffoni, 2005 ; Iqbal, 2006). De plus, si l'on suppose que l'évolution de la pauvreté est totalement imputable à la variation de la distribution des revenus (effet inégalité), les résultats suggèrent que, pour certains pays, la distribution a été défavorable aux pauvres. Cette analyse souligne donc l'intérêt d'isoler l'effet inégalité. Cet aspect des politiques de lutte contre la pauvreté n'était jusqu'alors pas envisagé dans la théorie de Kuznets. En effet, il apparaît désormais primordial de s'intéresser à la nature de la croissance, c'est-à-dire de déterminer si celle-ci est égalitaire ou au contraire inégalitaire (Bourguignon, 2003).

Conclusion :

La définition et la mesure de la pauvreté et de l'inégalité mettent en évidence des problèmes empiriques qui nuisent aux conclusions des études multi-pays. Afin de résoudre les problèmes inhérents aux précédentes mesures de parités de pouvoir d'achat, nous utilisons les nouvelles données relatives aux PPA 2005.

Une décomposition dynamique de la pauvreté permet de souligner les rôles respectifs de l'effet croissance et de l'effet inégalité, et leurs parts dans l'explication de la relative stagnation de la pauvreté dans la région méditerranéenne. L'application de la méthodologie de triple décomposition dynamique de Shorrocks et Kolenikov (2005) intègre un aspect fondamental de l'analyse de la pauvreté, à savoir la prise en compte de l'effet seuil de pauvreté. Il apparaît que l'inégalité joue un rôle primordial dans la réduction de la pauvreté dans ces pays.

Annexe 1 : Courbes de Bêta Lorenz dans les pays du PM



Annexe 2. Indices de croissance en faveur des pauvres

Le poverty bias of growth de Mc Culloch et Baulch (1999) :

$$P_t = P_t \left(\frac{\mu}{z}, \Psi \right) \quad (\text{a.1})$$

Avec :

P_t : l'indice de pauvreté qui dépend négativement de μ , z et de Ψ

μ : le revenu moyen

z : le seuil de pauvreté

$\frac{\mu}{z}$: l'approximation du pouvoir d'achat

Ψ : la distribution du revenu (paramètres liés à la courbe de Lorenz)

En dérivant (1) on obtient:

$$dP = \frac{\partial P}{\partial \mu} d\mu + \frac{\partial P}{\partial \Psi} d\Psi \quad (\text{a.2})$$

Ce qui peut s'écrire :

$$P(\mu_2, \Psi_2) - P(\mu_1, \Psi_1) = [P(\mu_2, \Psi_1) - P(\mu_1, \Psi_1)] + [P(\mu_1, \Psi_2) - P(\mu_1, \Psi_1)] + [P(\mu_2, \Psi_2) - P(\mu_1, \Psi_2)] + [P(\mu_1, \Psi_1) - P(\mu_1, \Psi_1)] \quad (\text{a.3})$$

Avec :

- l'effet croissance si l'inégalité est constante : $[P(\mu_2, \Psi_1) - P(\mu_1, \Psi_1)]$

- l'effet inégalité si le revenu moyen est constant : $[P(\mu_1, \Psi_2) - P(\mu_1, \Psi_1)]$

- le résidu : $[P(\mu_2, \Psi_2) - P(\mu_1, \Psi_2)] - [P(\mu_2, \Psi_1) - P(\mu_1, \Psi_1)]$

Pour éliminer ce résidu Mc Culloch et Baulch reprennent la décomposition de Kakwani (2000) :

$$P(\mu_2, \Psi_2) - P(\mu_1, \Psi_1) = 1/2 [[P(\mu_2, \Psi_1) - P(\mu_1, \Psi_1)] + [P(\mu_2, \Psi_2) - P(\mu_1, \Psi_2)]] + 1/2 [[P(\mu_1, \Psi_2) - P(\mu_1, \Psi_1)] + [P(\mu_2, \Psi_2) - P(\mu_2, \Psi_1)]] \quad (\text{a.4})$$

Avec :

- l'effet croissance : $1/2 [[P(\mu_2, \Psi_1) - P(\mu_1, \Psi_1)] + [P(\mu_2, \Psi_2) - P(\mu_1, \Psi_2)]]$

- l'effet inégalité : $1/2 [[P(\mu_1, \Psi_2) - P(\mu_1, \Psi_1)] + [P(\mu_2, \Psi_2) - P(\mu_2, \Psi_1)]]$

On peut aussi écrire l'équation (2) sous la forme :

$$\Delta P = \Delta P \mu + \Delta P \Psi \quad (4)$$

Le pro-poor growth index de Kakwani et Pernia (2000)

Dans le cadre de la réduction de la pauvreté, il faut dans un premier temps faire la distinction entre l'effet croissance et l'effet inégalité :

η_g : l'effet croissance pur lorsque d'après la courbe de Lorenz la distribution ne varie pas.

η_i : l'effet inégalité qui correspond à l'hypothèse qu'il n'y a pas de croissance du revenu moyen.

η : l'élasticité croissance de la pauvreté, c'est à dire la variation de la pauvreté quand le taux de croissance augmente de 1%, qui est définie comme suit :

$$\eta = P_t / g_t \quad (\text{a.6})$$

Ou encore :

$$\eta = \eta_g + \eta_i \quad (\text{a.7})$$

Avec :

g_t : le taux de croissance entre t et $t+1$

P_t : l'évolution de la pauvreté entre t et $t+1$

$$\eta_g = \Delta G_t / g_t$$

$$\eta_i = \Delta I_t / g_t$$

G_t : l'évolution du revenu qu'il y aurait eu si les inégalités étaient restées constantes

I_t : l'évolution de l'inégalité si le revenu moyen avait été constant.

L'élasticité croissance de la pauvreté est donc due à la fois à un effet revenu et un effet inégalité.

η_g est toujours négatif, c'est-à-dire que la croissance réduit toujours la pauvreté quand les inégalités demeurent inchangées.

En revanche, on peut distinguer deux cas de figure en ce qui concerne l'effet inégalité.

- $\eta_i > 0$: sans qu'il n'y ait eu d'amélioration du revenu moyen, la croissance a été favorable aux riches (*pro-rich*).
- $\eta_i < 0$: la variation de la distribution s'est faite en faveur des pauvres (*pro-poor*), ce qui a donc réduit la pauvreté globale (P_t).

Annexe 3 : Indices de croissance en faveur des pauvres à partir de la méthode de décomposition de la pauvreté de Kakwani

Tableau 3 : Indices de croissance en faveur des pauvres

Algérie 1988-1995		
	Mc Culloch et Baulch	Kakwani et Pernia
H	1,050	0,228
PG	0,704	-1,066
FGT	0,55	-3,405

Egypte 1995-2004		
	Mc Culloch et Baulch	Kakwani et Pernia
H	-0,759	-0,0695
PG	-0,181	-0,664
FGT	-0,087	-1,828

Jordanie 2002-2006		
	Mc Culloch et Baulch	Kakwani et Pernia
H	2,556	1,596
PG	0,406	1,472
FGT	0,066	1,256

Maroc 2000-2007		
	Mc Culloch et Baulch	Kakwani et Pernia
H	1,174	1,223
PG	0,074	0,937
FGT	-0,518	0,542

Tunisie 1995-2000		
	Mc Culloch et Baulch	Kakwani et Pernia
H	1,614	1,332
PG	0,583	1,406
FGT	0,247	1,435