

C Les Cahiers d u P I a n

**Exclusion,
inégalité
et pauvreté**

**Dynamique
de l'inégalité**



**Sources de revenu
et niveau de vie**



Président

Ahmed Lahlimi Alami
Haut Commissaire au Plan

Création, rédaction en chef

Ahmed El Kohen Lamrhili

Comité scientifique

Mustapha Afkir
Abdelhak Allalat
Jamal Bouchachen
Mohammed Doudich
Ali El Akkaoui
Mourad Guerouani
Abderrahmane Haouach
Ahmed Jmila
Ahmed Ibrahimi
Abdellatif Lfarakh
Abdelaziz Maalmi

Editeur

CND

(Centre National de Documentation)

Tél. : 037 77 10 32 / 037 77 09 84 037

77 30 08

Fax : 037 77 31 34

Haut-Agdal, Rabat

Dépôt légal

2004/0139

ISSN 1114-8411

Publication

Haut Commissariat au Plan

E-mail :

cahiersduplan@yahoo.fr

Site : www.hcp.ma

Pré-press

Diwan 3000

Tél. : 037 68 16 96 Rabat

Imprimerie

El Maârif Al Jadida

Tél. : 037 79 47 08 / 09 Rabat

s o m m a i r e

**Dynamique de l'inégalité : tendances, déterminants
et éléments de politiques**

Khalid SOUDI 4

**Exclusion, inégalité et pauvreté : la transition sociale
et ses déterminants**

Mohamed DOUIDICH 43

**Sources de revenu et niveau de vie : une approche
qualitative**

Abdelkader TETO 56

Les Cahiers du Plan publient les articles dans la langue où leurs auteurs les ont rédigés. Le contenu de ces articles n'engage que leurs auteurs. Des extraits de cette publication peuvent être consultés sur le site du Haut Commissariat au Plan : www.hcp.ma

Dynamique de l'inégalité

Tendances, déterminants et éléments de politiques



Habituellement, la mesure de l'inégalité n'est évoquée que dans le cadre des études portant sur la pauvreté ou le niveau de vie, bien que ces trois concepts demeurent largement distincts. En se référant à la situation des individus ou des ménages se situant au dessous d'un seuil d'indigence, les indices de pauvreté ne renseignent que sur une partie de la distribution. Les revenus ou les consommations se trouvant au milieu ou au sommet de la distribution ne sont pas en conséquence incorporés dans ces indices. En revanche, l'inégalité est définie par rapport à l'ensemble de la distribution, elle met en jeu l'ensemble des revenus ou consommations situés au sommet, au milieu et au bas de l'échelle.

En outre, bien que l'inégalité et le niveau de vie s'attachent à l'ensemble de la distribution d'un indicateur donné, leurs fondements statistiques demeurent largement distincts. Au moment où la mesure du niveau de vie dépend des valeurs de la tendance centrale, les

indicateurs d'inégalité ont été construits comme des indicateurs relatifs avec des formules telles qu'ils sont invariants par toute transformation multiplicative du revenu ou de la consommation. Ce qui traduit un choix normatif, à savoir que l'inégalité ne change pas lorsque tous les revenus, consommations sont multipliés par le même coefficient.

Par Khalid SOUDI, HCP

Sans s'attarder sur la nature des liens qui se tissent entre la pauvreté, le niveau de vie et l'inégalité, il importe de se prendre à l'analyse de l'inégalité pour diverses raisons :

- D'abord, un niveau d'inégalité conséquent s'accompagne souvent d'une forte pauvreté, en raison notamment de la part réduite des ressources qui incombe au segment de la population qui se situe en bas de l'échelle de la répartition du revenu. D'emblée, un niveau élevé d'inégalité pourrait induire une croissance future plus faible et, partant, une réduction moindre de la pauvreté (Cf. K. Soudi, 2007 in *Cahiers du Plan* n° 13).
- Ensuite, la réduction des inégalités socio-économiques, généralement, et des inégalités du revenu, particulièrement, est assignée aux objectifs et aux retombées des politiques économiques et sociales.
- De même, le diagnostic des facteurs susceptibles d'expliquer les inégalités est un élément d'éclairage dans la conception des interventions. Ce qui permettra

aux gestionnaires des affaires publiques de prendre, le cas échéant, les mesures correctives adéquates.

- Enfin, l'accumulation des critiques sur la vision stricto sensu économique de la prise en charge de la pauvreté, fondée sur la croissance économique, nous interpelle à accorder à la question des inégalités une place centrale dans l'étude de la relation entre croissance économique et pauvreté.

Approches de mesures de l'inégalité

A propos des données requises

La meilleure façon pour évaluer socialement l'inégalité est de disposer d'une mesure du bien-être au niveau individuel. Certes, l'approche du niveau de vie d'un individu ou d'un ménage pose des difficultés empiriques en raison de la complexité du concept, et, partant, impose des simplifications de mesure qui peuvent faire glisser des biais. Si l'idéal serait de retenir le niveau individuel, la nature des données disponibles exige de considérer

les dépenses des ménages. Dans ce cas, des corrections sont incorporées à l'indicateur du niveau de vie de façon à tenir compte de la taille et de la composition du ménage. Cette correction est due à la différence des besoins entre ménages de différentes tailles et entre les membres d'un même ménage suivant leur âge ou leur sexe (Soudi, 2002, Ezzerari et Soudi, 2006).

D'emblée, la mesure de l'inégalité nécessite de disposer d'une mesure numérique unidimensionnelle du niveau de vie. Dans ce cadre, deux variables sont concurrentes : le revenu et la dépense de consommation. Cependant, le revenu demeure sujet à des limites inhérentes à son observation et à son usage empirique. Dans ce contexte, les dépenses de consommation constituent une alternative pouvant servir d'agrégat permettant d'approcher monétairement le niveau de vie.

Une autre limite qui marque la mesure des inégalités, en général, et de l'inégalité économique, en particulier, est le fait de n'observer que la dernière maille de la chaîne de la formation du revenu ou de la consommation (Soudi, 2003). Procéder de cette façon conduit à ignorer l'impact de l'inégalité d'accès sur les différences en termes de salaires, de revenu et de consommation. Une autre difficulté d'ordre informationnel découle de la conception des variables utilisées dans les enquêtes auprès des ménages, et la consistance analytique de leurs modalités ; l'information individuelle sur certaines variables (statut professionnel, secteur d'emploi, catégorie socioprofessionnelle,...) n'est pas prise en termes d'inégalité d'accès, mais plutôt comme un reflet d'une structure donnée. Ce qui ne facilite pas la compréhension des facteurs susceptibles de la formation des inégalités (Labroude et Soudi, 2006).

Indicateurs de mesures de l'inégalité : définitions et propriétés théoriques

Classiquement, les approches de mesure de l'inégalité sont dominées par la vision foncièrement unidimensionnelle de l'inégalité induite par les acquis méthodologiques du début de ce siècle notamment ceux de V. Pareto, M. Lorenz et C. Gini. Cet héritage s'est développé en deux temps (L. Chauvel, 1995) : la recherche d'une courbe de répartition qui a la vocation de représenter les individus aux différents niveaux de revenus, et la recherche d'indicateurs globaux d'inégalité.

Les indicateurs graphiques et leurs représentations fonctionnelles

A. Courbe de répartition

Cet indicateur de répartition est une représentation graphique d'une fonction décrivant la distribution d'une variable au sein d'une population. Si X est la variable représentant un indicateur de niveau de vie, la courbe de la fonction de répartition (1) $F(X)$ décrit la proportion des individus de la population dont le niveau de vie est inférieure ou égal à la valeur de X (2).

Souvent, la courbe de répartition est invoquée pour se prononcer sur la dominance stochastique au premier ordre qui sert, entre autres, à analyser l'impact du processus de Kuznets sur la pauvreté (Cf. K. Soudi, 2007 in *Cahiers du Plan* n° 13). Soient deux répartition urbaine (u) et rurale (r), on dit que la répartition u domine stochastiquement la répartition r au premier ordre (3), si et seulement si la courbe u ne se situe nulle part au dessus de la courbe r pour toute valeur X de l'indicateur du niveau de vie. Autrement dit, $F_u(X) \leq F_r(X) \forall X$, quelle que soit la valeur de X , la probabilité de trouver un individu dont le niveau de vie est inférieur à X est plus élevée pour la répartition rurale que pour la répartition urbaine.

Ainsi, cette façon de procéder permet de faire le lien entre l'inégalité et la diffusion de la pauvreté. Toutefois, si les courbes de répartition s'intercoupent, la dominance stochastique au premier ordre n'est plus valable pour analyser le lien entre l'inégalité et la pauvreté. Dans ce cas, on fait appel à la notion de dominance stochastique au second ordre, fondée sur la comparaison des courbes de la profondeur de la pauvreté.

(1) Généralement, une fonction de répartition est une fonction réelle continue et non décroissante prenant des valeurs dans l'intervalle fermé $[0, 1]$

(2) Si les résultats de cette répartition sont restreintes à une sous-population des pauvres, avec Z est le seuil de pauvreté par tête ou équivalent adulte, $F(Z)$ est l'incidence de pauvreté couramment noté par P_0 . En faisant varier Z sur le domaine de définition de X , la courbe de répartition est équivalente à une courbe d'incidence de la pauvreté.

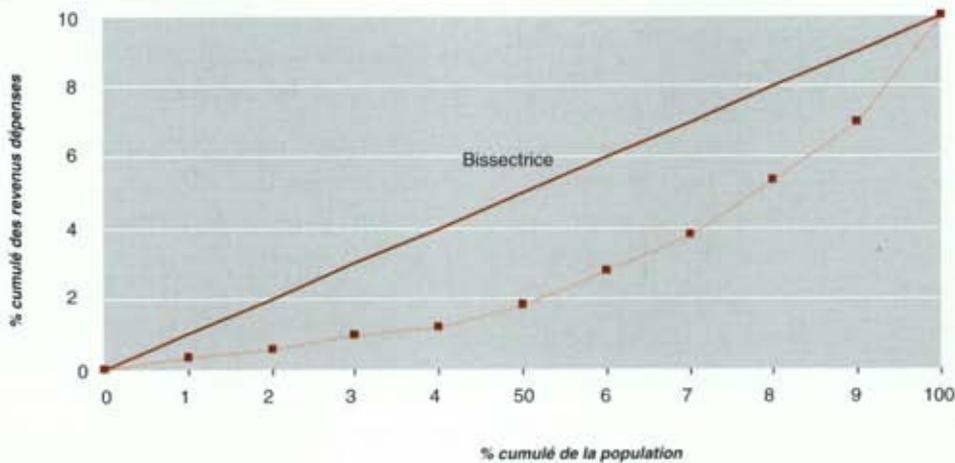
(3) Cette notion de dominance stochastique sera développée au fur et à mesure qu'on avance dans l'analyse de l'inégalité. Le lien d'équivalence entre la dominance stochastique au premier ordre et celle au second ordre, sera également explicité (Cf. annexe 2).

B. Courbe de Lorenz

Si la courbe de répartition met en relation les niveaux de vie et les fréquences cumulées de la population, la courbe de Lorenz est une visualisation graphique de la relation entre les proportions cumulées de la

population et celles de l'indicateur du niveau de vie. L'inégalité se caractérise par référence à son plus ou moins éloignement par rapport à la diagonale avec laquelle la courbe de Lorenz se confondrait si la répartition était parfaitement égalitaire.

Graphique 1 : Présentation de la courbe de Lorenz



Notée par $L(p)$, la courbe de Lorenz est définie selon le cas continu ou discret par :

$$L(p) = \begin{cases} \frac{1}{\mu} \int_0^p Q(r) dr, & p \in [0,1] \\ \frac{1}{n\mu} \sum_{j=1}^i Q(p_j), & p = p_i = \frac{i}{n} \quad i = 1, \dots, \end{cases}$$

Avec : $p = F(y)$ est le pourcentage cumulé des individus ;

$Q(p_j) = y_j = \max (y_j / F(y_j) \leq p_j)$ représente le quantile d'ordre p mesurant le niveau de vie mesuré par Y en dessous duquel on retrouve une proportion p de la population ; μ étant le revenu/dépense moyen, défini par :

$$\mu = \int_0^1 Q(r) dr$$

$\int_0^p Q(r) dr$ représente le revenu/dépense moyen correspondant à la proportion p de la population.

La courbe de Lorenz admet plusieurs propriétés, dont les plus intéressantes sont les suivantes (Duclos, 2002) :

(i) l'aire comprise entre la droite dite d'égalité parfaite et la courbe de Lorenz correspond à une surface d'inégalité. Une telle surface peut servir, dans le cas de plusieurs courbes, à comparer entre deux ou plusieurs distributions ; (ii) la deuxième propriété de cette courbe est qu'elle est à la fois croissante et convexe. Ce qui indique que plus la courbe s'écarte de la droite d'égalité parfaite, plus l'inégalité serait importante ; (iii) la courbe de Lorenz reste invariante à un changement d'échelle, de telle sorte qu'en multipliant la dépense par tête par un même coefficient, le positionnement de la courbe ne change pas. Cependant, la courbe de Lorenz reste sensible à tout changement d'origine.

Cependant, ce type de graphique ne permet ni de comparer deux répartitions de façon tout à fait claire lorsque leurs courbes s'intercoupent, ni de juger avec sûreté de la situation des revenus/dépenses extrêmes pour lesquels la figure est souvent peu lisible.

Les indicateurs numériques et leurs représentations fonctionnelles

Les indicateurs numériques permettent d'associer un nombre réel aussi représentatif que possible à une répartition des dépenses des ménages. A chaque

indicateur habituellement utilisé correspond une valorisation spécifique et implicite de l'égalité qui se manifeste par une pondération relativement plus importante attribuée à des modifications de la répartition affectant telle ou telle partie de la distribution.

Généralement, on distingue entre les indicateurs exhaustifs et les indicateurs partiels. Les premiers, comme les indicateurs de Gini, Atkinson, Entropie Générale, variance logarithmique, Kolm..., permettent d'associer un nombre réel aussi représentatif que possible à une répartition de l'indicateur du niveau de vie composée de millions d'éléments. Les seconds, comme le cas des indicateurs inter-quantiles ou les indicateurs de répartition horizontale (4), ne concernent qu'une partie de la répartition.

Bien qu'ils n'aient pas la faveur des statisticiens et des économistes, ce type d'indicateurs est paradoxalement très populaire. Par exemple, le rapport interdécile a l'inconvénient de donner de l'importance à des revenus relativement moins connus que ceux des classes intermédiaires. En effet, le niveau de vie des pauvres dépend souvent de diverses aides et prestations qui sont mal appréhendées par les enquêtes sur le niveau de vie, celui des plus aisés est étroitement lié à leur patrimoine qui demeure fortement méconnu.

Les qualités souhaitées d'un bon indicateur d'inégalité

Pour se prononcer sur la qualité d'un indicateur d'inégalité basée sur la distribution du revenu ou de la dépenses, cinq principaux critères ont été arrêtés par la littérature existante en matière de mesure de l'inégalité (Araar et Duclos, 2006) :

1. indépendance de la moyenne (homogénéité du degré 0) : ce critère veut dire que toute multiplication des revenus/dépenses par un même coefficient laisserait invariante la mesure de l'inégalité.

2. cohérence par rapport aux sous-populations : ce principe de cohérence suppose que l'indicateur de mesure réagit en cas de diminution ou d'augmentation de l'inégalité dans une sous-population. Cette réaction prend le sens de la hausse (baisse) si l'inégalité augmente (diminue) dans un groupe et reste stable dans les autres groupes.

3. propriété de Pigou-Dalton (transferabilité 1) : cette propriété exige qu'un transfert de revenu entre un individu relativement riche et un individu relativement pauvre se traduit toujours par une diminution de l'inégalité dans le cas d'un transfert du riche au pauvre et par une augmentation dans le cas inverse, et ce sans modifier le rang relatif de ces personnes.

4. transferabilité 2 : cette sensibilité au transfert doit être également observée si le transfert s'opère entre individus se positionnant en haut ou en milieu ou en bas de la distribution.

5. décomposabilité : cette propriété suppose que l'indice d'inégalité se décompose par sous-population et par source de revenu ou de consommation. Ce qui permet d'analyser l'évolution des inégalités aussi bien par catégorie plus ou moins homogène que par source de revenu/consommation.

Ces propriétés ne sont vérifiées que par l'indice de Gini. Les indicateurs de Theil et d'Atkinson y souscrivent partiellement. Néanmoins, à l'instar de l'indice de Gini, ces deux indices renvoient à une formulation plus complexe. Quant aux indicateurs interquantiles, en particulier le rapport interdécile, bien qu'ils soient simples à interpréter, sont dénués de toutes ces propriétés, ce qui est normalement rédhibitoire de baser toute analyse sur cette classe d'indices.

Ces propriétés expliquent notre penchant pour l'indice de Gini comme indicateur exhaustif de mesure de l'inégalité. Un tel choix est également conforté par sa réputation et son utilisation la plus large aussi bien dans les pays développés que dans les pays en voie de développement. Le recours sera également fait à l'indice d'Atkinson à titre de comparaison et de vérification des résultats inférés par l'indice de Gini.

La présentation de la définition des indicateurs d'inégalité (Gini standard, Gini généralisé et Atkinson) adoptés dans le cadre de cette étude, et leurs interprétations, est consignée dans l'annexe 1.

(4) Les indicateurs de répartition horizontale consistent à comparer les rapports et les différences entre le revenu/dépense moyen des catégories d'individus présentant des caractéristiques communes (le milieu de résidence, région, province/ville, âge, sexe, taille de ménage, niveau scolaire, profession, catégorie socioprofessionnelle, etc.).

Tableau 1
Propriétés des indicateurs d'inégalité

Indicateurs d'inégalité	Simple	Cohérence sous-population	Pigou-Dalton	Transferabilité 2	Décomposabilité	
					Par groupe	Par source
Interdécile	Oui					
Gini		Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Theil		Oui	Oui	Oui	Oui	
Atkinson		Oui	Oui	Oui		

Source : L'auteur

L'inégalité relative entre 1985 et 2001 : niveau, tendances et robustesses des changements cardinal et ordinal

Le coefficient de Gini constitue la mesure de concentration la plus connue. Son calcul, basé sur la courbe de Lorenz, est simple. Cet indice est donc fort utile pour donner une indication synthétique de l'ampleur de l'inégalité et de son évolution au cours du temps. Toutefois, il faut l'utiliser avec une certaine prudence lorsque l'on souhaite établir des comparaisons dans le temps ou dans l'espace.

En effet, lorsque deux courbes de Lorenz, tracées pour deux années différentes ou deux zones géographiques différentes dans un seul et même pays, se croisent tout en donnant le même coefficient de Gini, l'interprétation de l'indice devient ambiguë. Si dans le cas où le coefficient de Gini met en exergue que la distribution des revenus semble être plus égalitaire en année t_1 qu'en année t_0 , ce jugement risque d'être péremptoire car l'intersection des courbes de Lorenz ne permet pas de conclure que la distribution de l'année t_1 des revenus domine sans ambiguïté celle observée en t_0 du point de vue de l'inégalité. Ceci dit, l'indice de Gini présente certes l'avantage lié à son caractère très synthétique, mais en revanche il ne permet pas de rendre compte de la structure interne de l'inégalité.

Cependant, il peut arriver que les indices d'inégalité classent le même ensemble de distributions de plusieurs manières simplement en raison des différentes pondérations attribuées aux revenus aux différents points de la distribution. Lorsque les classements sont ambigus, la méthode de dominance stochastique peut

être utile. C'est pour cela, que nous nous proposons dans cette étude de vérifier la dominance stochastique en inégalité de deuxième ordre.

A considérer ces limites, toute analyse avertie de l'évolution de l'inégalité, via notamment l'indice de Gini, doit se référer aussi bien à des comparaisons d'ordre cardinal qu'à des comparaisons d'ordre ordinal. Si l'analyse cardinale permet de tester statistiquement les changements globaux normatifs dans la distribution, l'analyse ordinale, elle, a le mérite de déceler les gagnants et les perdants par rapport à deux distributions normatives, particulièrement au sein de la population à revenu limité. Pour ce rendre compte de ces changements, il sera également question de visualiser les courbes de Lorenz en termes de différences correspondant aux coefficients de Gini pour les différentes années de comparaison.

Evolution des inégalités : robustesse des comparaisons cardinales

Cet outil d'analyse consiste à tester la nullité des différences d'inégalité (Kakwani, 1990, Ravallion, 1992, Banque mondiale 2001), qui n'est autre qu'une extension d'un test de significativité des différences de moyennes. La mise en œuvre de ce test impose tout d'abord d'exprimer les erreurs types asymptotiques des indices de Gini standard et de Gini élargi. Considérons deux échantillons indépendants et deux indices de Gini correspondants G_{t_1} et G_{t_0} , il est possible de calculer la statistique t comme suit :

$$t = \frac{G_{t_1} - G_{t_0}}{\sqrt{\text{var}(G_{t_1} - G_{t_0})}}$$

La statistique t , égale au rapport de la valeur de l'écart absolu de deux coefficients de Gini et de son erreur type associé, suit, sous l'hypothèse de nullité des différences d'inégalité, une distribution asymptotique normale de moyenne nulle et de variance unitaire. Elle permet de tester la nullité de la variation des indices d'inégalité. Une t supérieure à 1,96, en valeur absolue, signifie que l'hypothèse de nullité de l'indice doit être rejetée au seuil de 5 %.

En outre, pour éluder le problème de pondération du coefficient de Gini standard qui avantage la population dont le niveau du revenu est intermédiaire dans la répartition, il serait question de varier le paramètre de pondération, de telle sorte à mieux pondérer la queue gauche de la distribution, c'est-à-dire à mieux pondérer la population à revenu limité, y compris la population pauvre. Pour valider la robustesse de cette hypothèse, il sera également question de se référer aux coefficients d'inégalité d'Atkinson, et ce en variant le paramètre d'aversion à l'inégalité, qui devient plus sensible à la population pauvre au fur et à mesure qu'il est fixé à un niveau supérieur ou égal à deux.

Cas de l'indice de Gini standard

Les valeurs des indices de Gini pour 1985, 1991 et 2001, ainsi que les valeurs de la statistique t , testant l'hypothèse de nullité des écarts d'inégalité pour les différents couples d'années, sont reportées dans les tableaux 3 et 4. La juxtaposition de ces mesures laisse apparaître une similitude dans le schéma spatial d'inégalité. Le niveau du coefficient de Gini est plus prononcé en milieu urbain qu'en milieu rural. Cette dénivellation entre les deux milieux de résidence semble persister au fil des années. En effet, en 1985, le coefficient de Gini était de 40,9 % en milieu urbain contre 31,6 % en milieu rural. Ces coefficients sont respectivement de 37,7 % et 31,2 %, en 1991 et de 39,1 % et 31,9 % en 2001.

A considérer ces indices, il apparaît clairement que les activités non-agricoles exercées en milieu urbain ainsi que les revenus tirés de ces activités, génèrent plus d'inégalité que les activités agricoles exercées en milieu rural. Chose pouvant montrer que l'activité non-agricole a un impact important sur la distribution du revenu. Cependant, il importe de signaler que son effet dépend à la fois de la place qu'occupent les ménages dans l'échelle sociale et du type d'activité non-agricole.

La plupart des recherches montrent que la distribution du revenu non-agricole est plus inégale que celle du revenu agricole et que ces résultats varient selon la région et la méthode d'analyse. En améliorant dans l'ensemble le revenu, la participation aux activités non-agricoles pourrait accroître les disparités de revenu, surtout dans les zones pauvres (Shand, 1987 ; Reardon et Taylor, 1996).

Cependant, d'autres travaux (Adams, 1994) montrent qu'au fur et à mesure de l'augmentation de la part du revenu non-agricole dans le revenu total, sa distribution va devenir plus uniforme, ce qui réduirait l'inégalité de revenu et, par conséquent, la tension sociale et politique.

Dans ce cadre, il est à rappeler que l'hypothèse de Kuznets stipule que les écarts en termes de développement se traduisent également par des écarts d'inégalité. Dans les premiers stades de développement, caractérisés par des niveaux de revenu limités, les inégalités demeurent moins prononcées. En revanche, à mesure que l'économie entame une phase de développement plus avancée, les inégalités tendent à la hausse (Cf. K. Soudi, 2007 in *Cahiers du Plan* n° 13).

Le deuxième trait saillant qui ressort de l'évolution du schéma spatial de l'inégalité est la tendance à la stagnation des inégalités aussi bien par milieu de résidence qu'au niveau national. Dans les villes, après avoir culminé en 1985, l'inégalité relative tend à stagner durant les années 1990, et ce en dépit d'une variation à la hausse qui ne dépasse guère 0,015 point en termes absolus entre 1991 et 2001. En effet, les tests statistiques de nullité des différences d'inégalité montrent que les changements en termes d'inégalité n'ont pratiquement pas changé au cours de cette période. En revanche, entre 1985 et 1991, d'une part, et, d'autre part, entre 1985 et 2001, les changements observés dans l'inégalité ont été statistiquement significatifs, ils indiquent, avec un risque de se tromper de 5 %, une tendance à la baisse des inégalités urbaines. Ces indices indiquent que le gain en termes d'égalité a essentiellement été réalisé entre 1985 et 1991. Après cette période, l'inégalité urbaine ne s'est pas significativement modifiée.

Tableau 3

Tendances des inégalités entre 1985 et 2001 selon l'indice S-Gini (en %)

Coefficient d'aversion à l'inégalité	1985			1991			2001		
	Urbain	Rural	Ensemble	Urbain	Rural	Ensemble	Urbain	Rural	Ensemble
$\rho = 2$ (Gini standard)	40,9 (0,52)*	31,6 (0,45)	39,9 (0,37)	37,7 (1,0)	31,2 (0,68)	39,3 (0,71)	39,1 (0,46)	31,9 (0,48)	40,6 (0,36)
$\rho = 3$	53,1 (0,54)	42,4 (0,47)	51,3 (0,37)	49,4 (1,14)	41,6 (0,77)	51,0 (0,72)	50,4 (0,44)	42,3 (0,43)	52,0 (0,34)
$\rho = 4$	59,5 (0,57)	48,4 (0,48)	57,3 (0,38)	55,6 (1,16)	47,1 (0,81)	56,8 (0,71)	55,2 (0,43)	48,0 (0,45)	57,8 (0,33)
$\rho = 5$	63,6 (0,6)	52,4 (0,5)	61,2 (0,39)	59,6 (1,16)	50,6 (0,83)	60,4 (0,7)	59,9 (0,42)	51,7 (0,46)	61,4 (0,33)
$\rho = 6$	66,6 (0,63)	55,3 (0,51)	64,0 (0,40)	62,5 (1,15)	53,1 (0,84)	63,0 (0,68)	62,4 (0,42)	54,3 (0,47)	63,9 (0,32)
$\rho = 10$	73,6 (0,79)	62,3 (0,58)	70,4 (0,47)	69,0 (1,10)	59,0 (0,86)	68,5 (0,65)	68,1 (0,42)	60,7 (0,53)	69,5 (0,33)

Source : Données de base des ENCDM 1985 et 2001 et de l'ENNVM 1991, Direction de la Statistique.
HCP. * : Les chiffres entre parenthèses représentent les écarts types. Calculs effectués par l'auteur.

En milieu rural, la stagnation des inégalités est quasiment vérifiée quelle que soit la période d'observation. En effet, depuis 1985, l'indice de Gini n'a pas dépassé le plafond de 32,0 %, et les changements relevés entre 1985 et 1991 et entre 1985 et 2001, demeurent statistiquement non significatifs. Tels enseignements soulignent fortement la stabilité des inégalités en milieu rural. Différentes recherches, menées dans différents pays, ont mis en évidence la répartition moins inégale des revenus émanant du

monde rural. Ainsi, Lanjouw et al (1994) ont montré que les revenus des activités non-agricoles se répartissent de manière plus inégale que les revenus agricoles. En outre, la lourde pression démographique existant dans la campagne et la diversification limitée de son tissu économique, font en sorte que le revenu agricole par tête reste toujours à un niveau bas. Ce qui in facto contribue à la réduction des inégalités du revenu rural.

Tableau 4

Test de signification de la variation cardinale des indices de S-Gini

Coefficient d'aversion à l'inégalité	1985-2001			1985-1991			1991-2001		
	Urbain	Rural	Ensemble	Urbain	Rural	Ensemble	Urbain	Rural	Ensemble
$\rho = 2$	- 2,6	+ 0,5	+ 1,36	- 2,8	- 0,5	- 0,7	+ 0,9	+ 1,3	+ 1,6
$\rho = 3$	- 3,7	- 0,04	+ 1,4	- 2,9	- 0,9	- 0,5	+ 0,9	+ 0,86	+ 1,4
$\rho = 4$	- 4,5	- 0,6	+ 0,95	- 3,0	- 1,4	- 0,6	+ 0,5	+ 1,0	+ 1,2
$\rho = 5$	- 5,1	- 1,0	+ 0,4	- 3,1	- 1,8	- 0,9	+ 0,2	+ 1,1	+ 1,2
$\rho = 6$	- 5,4	- 1,4	- 0,1	- 3,1	- 2,2	- 1,2	- 0,05	+ 1,2	+ 1,2
$\rho = 10$	- 6,1	- 2,02	- 1,65	- 3,4	- 3,17	- 2,46	- 0,76	+ 1,67	+ 1,4

Source : Données de base des ENCDM 1985 et 2001 et de l'ENNVM 1991, Direction de la Statistique.
HCP. Calculs effectués par l'auteur.

D'emblée, de par ses caractéristiques marquées notamment par un faible niveau d'instruction, un nombre relativement élevé d'enfants, un accès relativement limité aux ressources matérielles, à l'infrastructure sociale et matérielle, et une plus grande susceptibilité aux aléas climatiques, la population rurale se trouve cantonnée à exercer dans la majorité des cas des activités de nature agricole, et partant, les chances d'une diversification des ses sources du revenu seraient fortement laminées. Telles conditions contribueraient fortement à la réduction des inégalités rurales.

Abstraction faite du milieu de résidence, force est de constater que la variation cardinale de l'inégalité demeure réduite. Au fil des années, le coefficient de Gini standard a oscillé dans une fourchette comprise entre 39,3 % en 1991 et 40,6 % en 2001. En outre, avec un risque de 5 %, cette variabilité n'est pas statistiquement significative dans la mesure où la statistique *t* testant la significativité des différences d'inégalité reste largement inférieure à 1,96 pour les différents couples d'années considérées.

De ces indices, il ressort donc qu'au niveau national, il n'y a ni détérioration ni amélioration de l'inégalité au sens du coefficient du Gini standard. Pareils constats peuvent être synonymes d'une tendance des politiques gouvernementales à contrôler l'expansion de l'inégalité. Nonobstant, étant donné que le Maroc est un pays qui change et transforme ses structures économiques et sociales, il est difficile d'assurer une plus grande modernité et une hausse de la richesse de manière équitable sans des politiques redistributives claires basées par exemple sur les transferts et/ou taxes.

Cependant, étant donné que l'indice de Gini standard avantage la population dont le niveau de dépenses est intermédiaire dans la répartition, il importe de savoir comment les inégalités changent-elles lorsqu'on pondère plus le poids de la queue gauche de la distribution.

Cas de l'indice de Gini-généralisé

La modification de la pondération de la queue gauche de la distribution est également révélatrice d'importants enseignements (Cf. annexe 1) :

D'abord, il s'avère que l'inégalité devient plus importante au fur et à mesure que l'on pondère davantage la queue gauche de la distribution. Ainsi, pour

un coefficient de pondération qui vaut 3, autrement dit lorsqu'on avantage le percentile 43% (5) selon Yitzhaki (1994), le coefficient de Gini augmente au niveau national de près de 28,5 % en 1985, 29,8 % en 1991 et 28,1% en 2001 par rapport à l'inégalité observée par l'indice de Gini standard. Cette recrudescence devient plus éloquente lorsque le quantile de la distribution le plus pauvre (22 %), reçoit la pondération la plus élevée ($\rho=10$, cf. annexe 1). En effet, force est de constater que l'inégalité au niveau national s'accroît respectivement de 76,0 %, 74,0 % et 71,0 %, toujours par rapport à l'indice de Gini standard.

Ensuite, la modification de la pondération confirme les changements observés dans le schéma de l'évolution d'inégalité moyennant l'indice de Gini standard. En effet, le test de nullité de la différence des coefficients de Gini généralisé, montre que l'évolution de l'inégalité a été marquée par une baisse en milieu urbain entre 1985 et 2001 et entre 1985 et 1991. De surcroît, cette baisse devient plus prononcée au fur et à mesure que l'on accorde plus du poids au percentile le plus bas de la distribution. Ce qui laisse entendre que le gain le plus important en terme d'égalité est observé au sein de la population urbaine la plus pauvre.

En outre, à l'instar de l'indice de Gini standard, celui de Gini généralisé ne montre pas un changement significatif dans le schéma d'inégalité urbaine entre 1991 et 2001. Cependant, il importe de signaler que l'attribution d'un poids plus important aux percentiles 30 % et 20 %, imprègne une tendance à la baisse de l'inégalité bien qu'elle reste statistiquement non-significative.

En milieu rural, le fait de considérer l'indice de Gini généralisé montre que l'inégalité a baissé entre 1985 et 2001. Cependant, cette baisse ne devient significative que lorsque la pondération avantage le cinquième quintile de la répartition. Entre 1985 et 1991, la modification de la pondération n'a pas agité sur le sens de la baisse de l'inégalité, mais elle est devenue significative au moment où les percentiles 30 % et 20 % ont reçu les pondérations les plus élevées. En

(5) Cf. tableau 2 qui établit une correspondance entre le paramètre d'extension de l'indice de Gini standard (le coefficient de pondération) et le percentile recevant la pondération la plus élevée.

revanche, entre 1991 et 2001, le fait de changer la pondération afférente aux différents percentiles de la distribution n'a agi ni sur la tendance de l'inégalité ni sur sa significativité.

Enfin, au niveau national, la modification de la pondération a peu influencé les résultats déduits de l'indice de Gini standard. Primo, entre 1985 et 2001, la variation de l'inégalité mesurée selon l'indice de Gini généralisé est restée non-significative bien qu'un changement dans le sens de la variation, marquée par une tendance à la baisse, soit observé au moment où les percentiles 30 % et 20 % ont été plus pondérés que le reste. Deuzio, entre 1985 et 1991, la tendance à la baisse de l'inégalité est corroborée par l'indice de Gini généralisé, mais elle n'est devenue significative que dans le cas d'une pondération importante du percentile le plus pauvre de la distribution (20 %). Tertio, force est de constater que la tendance à la stabilité de l'inégalité entre 1991 et 2001, n'a pas été influencée par les changements dans la pondération des percentiles de la distribution. De surcroît, le sens de la variation n'a pas été modifié pour les différents indices de Gini généralisé. Ces deux constats confortent la tendance à la stabilisation des inégalités, observée par milieu de résidence entre 1991 et 2001.

Etant donné que l'indice de Gini généralisé a soupçonné un changement d'inégalité, tant au niveau de significativité que dans le sens de variation, pour la population se situant au bas de l'échelle de la distribution, il importe de s'assurer de cette assertion, si importante et révélatrice, dans l'évolution des inégalités via notamment l'indice d'Atkinson qui dépend étroitement de l'importance des plus pauvres, voire du membre le plus pauvre, et ce en avantageant le poids de ces derniers au fur et à mesure que le coefficient d'aversion à l'inégalité augmente.

Indices d'Atkinson

Les indices d'Atkinson, plus sensibles aux changements de l'inégalité parmi les pauvres, montrent une forte variation de l'inégalité comparativement aux indices de Gini généralisé. À l'échelle nationale, entre 1985 et 2001, plus la pondération de la population pauvre est importante, plus les changements dans l'inégalité sont statistiquement importants et confirment la réduction de l'inégalité parmi les pauvres. Par milieu de résidence, la même tendance est observée en milieu urbain, mais de la façon la plus forte. Par contre, en milieu rural, cette baisse n'est pas significative pour les différents paramètres d'aversion à l'inégalité.

Tableau 5
Tendances des inégalités entre 1985 et 2001 selon l'indice d'Atkinson

Coefficient d'aversion à l'inégalité	1985			1991			2001		
	Urbain	Rural	Ensemble	Urbain	Rural	Ensemble	Urbain	Rural	Ensemble
$\epsilon = 2$	48,3 (1,79)*	28,7 (0,72)	41,5 (0,84)	36,3 (1,42)	25,4 (0,85)	36,9 (0,88)	36,6 (0,57)	27,3 (0,57)	38,9 (0,46)
$\epsilon = 3$	71,5 (0,54)	42,3 (1,67)	59,5 (1,7)	47,8 (1,61)	33,8 (1,01)	46,8 (1,01)	46,8 (0,63)	37,9 (1,1)	49,9 (0,7)
$\epsilon = 4$	84,0 (1,48)	57,4 (3,42)	74,7 (1,76)	56,8 (1,7)	40,6 (1,14)	54,1 (0,95)	54,6 (0,75)	49,7 (3,1)	60,4 (2,03)
$\epsilon = 5$	89,0 (0,97)	70,0 (3,8)	82,8 (1,29)	63,8 (1,9)	46,4 (1,3)	59,6 (1,02)	61,0 (0,1)	63,2 (5,1)	71,6 (3,7)

Source : Données de base des ENCDM 1985 et 2001 et de l'ENNVM 1991, Direction de la Statistique.
HCP. * : Les chiffres entre parenthèses représentent les écarts types. Calculs effectués par l'auteur.

Entre 1985 et 1991, les changements dans l'inégalité sont statistiquement importants et conduisent à conclure à une réduction incontestable de l'inégalité parmi les pauvres. Pareil constat se vérifie aussi bien à l'échelle nationale que par milieu de résidence. De même, il importe de signaler que plus la pondération avantage les plus pauvres, plus les gains en termes d'égalité sont tangibles parmi eux.

S'agissant de la période 1991-2001, les indices d'Atkinson montrent un changement à la fois faible et non-significatif dans l'inégalité urbaine. Pareil constat est également soulevé par l'indice de Gini généralisé. Cette concordance entre les deux indices met en exergue que l'inégalité parmi les pauvres n'a connu ni

aggravation ni amélioration, ce qui peut se traduire par une tendance à la maîtrise de l'inégalité urbaine pour les différentes couches sociales, et particulièrement pour la population pauvre.

A l'encontre de l'indice de Gini généralisé, l'indice d'Atkinson a montré un changement statistiquement significatif dans l'inégalité rurale, entre 1991 et 2001, lorsque la population pauvre est mieux pondérée. Ainsi, si une pondération plus importante est accordée à la population rurale en bas de l'échelle de la répartition, l'augmentation de l'inégalité dans la décennie 90 confirme l'accentuation de l'inégalité au sein des ruraux pauvres.

Tableau 6

Test de signification de la différence des indices d'Atkinson

Coefficient d'aversion à l'inégalité	1985-2001			1985-1991			1991-2001		
	Urbain	Rural	Ensemble	Urbain	Rural	Ensemble	Urbain	Rural	Ensemble
$\epsilon = 2$	- 6,2	- 1,5	- 2,7	- 5,2	- 3,0	- 3,7	+ 0,17	+ 1,8	+ 1,93
$\epsilon = 3$	- 10,1	- 2,2	- 5,12	- 8,3	- 4,3	- 6,5	- 0,6	+ 2,7	+ 2,6
$\epsilon = 4$	- 17,6	- 1,66	- 5,3	- 11,8	- 4,6	- 10,3	- 1,1	+ 2,7	+ 2,8
$\epsilon = 5$	- 20,2	- 1,06	- 2,8	- 11,8	- 5,8	- 11,0	- 1,3	+ 3,2	+ 3,1

Source : Données de base des ENCDM 1985 et 2001 et de l'ENNVN 1991, Direction de la Statistique, HCP. Calculs effectués par l'auteur.

La même tendance est observée à l'échelle nationale entre 1991 et 2001. En effet, l'indice d'Atkinson montre que l'augmentation de l'inégalité observée durant cette période est statistiquement significative et devient plus accentuée si la population du bas de l'échelle de la répartition est plus pondérée. Tel enseignement est également synonyme d'une accentuation de l'inégalité durant cette période. Le même constat a été soulevé par la Banque Mondiale (2001) en soulignant une aggravation de l'inégalité entre 1991 et 1999 pourvu qu'une pondération plus importante soit accordée à la population en situation de pauvreté moyennant notamment l'indice d'Atkinson qui est plus sensible aux pauvres que l'indice de Gini standard.

Au terme de cette comparaison de l'inégalité relative selon les indices de Gini standard, Gini généralisé et Atkinson, il ressort que la tendance générale, caractérisée à la fois par une maîtrise de l'inégalité à l'échelle nationale et en milieu rural et par sa baisse assidue en milieu urbain, en recèle une autre relative à la population au bas de l'échelle de la distribution. Si cette sous-population a connu une réduction globale de l'inégalité entre 1985 et 1991, et particulièrement en milieu urbain au cours de la période 1985-2001, en revanche elle a accusé une augmentation de l'inégalité aussi bien à l'échelle nationale qu'en milieu rural entre 1991 et 2001. En outre, durant cette période, l'inégalité urbaine a été maîtrisée pour la population située en bas de la distribution.

Robustesse des comparaisons ordinales de l'inégalité

Il existe deux approches permettant d'affirmer avec un niveau de confiance assez élevé que l'inégalité de l'année t_1 , mesurée par l'indice I_{t_1} , est moins importante que celle de l'année t_0 , mesurée par l'indice I_{t_0} . Il s'agit de l'approche primale et de l'approche duale de la dominance stochastique en inégalité. La première utilise les courbes de répartition en censurant la dépense à différentes lignes de pauvreté, alors que l'approche duale utilise les courbes qui tronquent la population à certains quantiles, telles que les courbes de Lorenz ou les courbes du déficit cumulatif de pauvreté (Cf. annexe 2 pour une présentation détaillée de ces deux notions).

Présentation et analyse des résultats

Sur le plan pratique, on compare dans un premier temps, la différence entre deux courbes de Lorenz sur toute l'étendue du domaine de définition $[0, 1]$ du percentile p . Si cette différence est partout positive ou négative, alors dans ce cas l'une des deux distributions domine l'autre. Si non, le recours est fait à l'approche primale en testant d'abord la dominance au premier ordre, ensuite celle au second ordre (6).

Toutefois, il convient d'insister sur le fait que l'équivalence entre la dominance au sens des courbes de Lorenz et la dominance stochastique au second ordre n'est valable que dans le cas spécial où deux répartitions ont la même moyenne. Dans le cas contraire, il faut construire une troisième répartition en multipliant les dépenses de l'année t_0 par le coefficient de correction μ_{t_1}/μ_{t_0} . Et ce, en se référant au théorème d'Atkinson (1970) qui dit que si deux répartitions ont la même moyenne, la dominance au sens de Lorenz est équivalente à la dominance stochastique au second ordre.

Ainsi, après avoir procédé aux ajustements nécessaires, tels que indiqués par le théorème d'Atkinson susmentionné, les écarts entre les courbes de Lorenz pour différents couples d'années et par milieu de résidence, sont visualisés dans les graphiques 2.3, 2.4, et 2.5 ci-dessous, et font appel à plusieurs commentaires.

La dominance au sens de Lorenz est vérifiée dans quatre situations, à savoir à l'échelle nationale entre 1991 et 2001, en milieu urbain aussi bien entre 1985

et 1991 qu'entre 1985 et 2001, et en milieu rural entre 1991 et 2001.

En effet, la dominance au sens de Lorenz indique, à l'échelle nationale, que la distribution de 1991 domine celle de 2001 sur toute l'étendue du domaine de définition $[0, 1]$ du percentile p . Pareille constatation remet en cause l'idée de la tendance à la stabilisation de l'inégalité entre ces deux dates, telle que véhiculée par l'analyse cardinale. Il en ressort donc que la distribution de 1991 est moins inégalitaire et plus génératrice du bien-être social que celle de 2001.

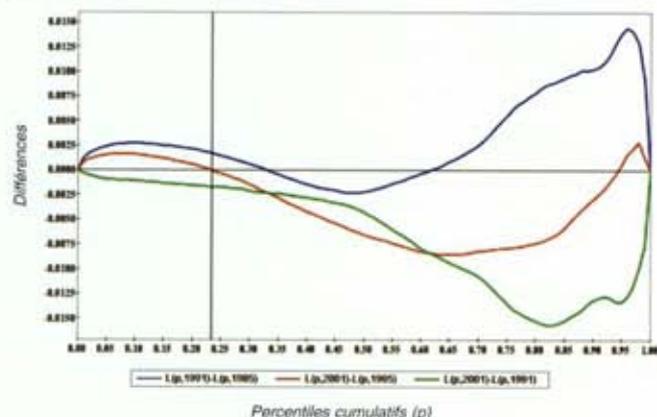
En revanche, la dominance au sens de Lorenz montre une réduction de l'inégalité urbaine durant les périodes 1985-1991 et 1985-2001 dans la mesure où les courbes de Lorenz relatives aux années 1991 et 2001 se situent au dessus de celle de 1985. Ce qui est synonyme d'une évolution positive du bien-être social urbain durant ces périodes. Tel constat corrobore les résultats soulevés par l'analyse cardinale qui montrent également une baisse significative de l'inégalité urbaine entre ces dates.

En outre, entre 1991 et 2001, la dominance au sens de Lorenz a discerné une aggravation de l'inégalité rurale étant donné que la courbe de Lorenz en 1991 domine celle de 2001 en tout point de la distribution. Et ce, contrairement aux enseignements de l'analyse cardinale qui indiquent une tendance à la stabilité de l'inégalité rurale durant cette période.

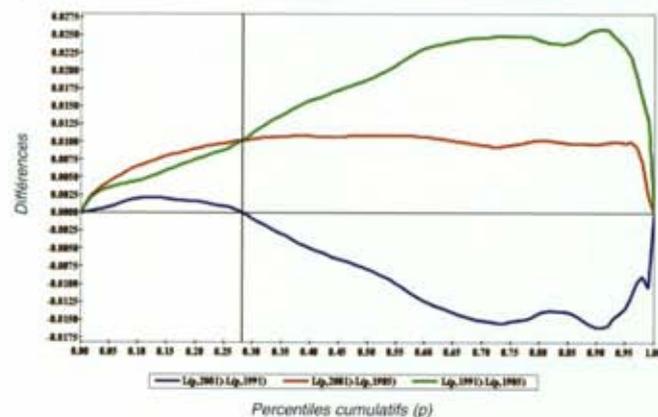
S'agissant des cas restants, ils n'indiquent aucune dominance au sens de Lorenz dans la mesure où les différences entre les courbes de Lorenz sont tantôt positives, tantôt négatives. Néanmoins, ils restent révélateurs d'enseignements pertinents puisqu'ils informent sur les gagnants et les perdants en termes d'inégalité. Ainsi, force est de constater que la part de la distribution afférente à la population urbaine la plus pauvre s'est constamment améliorée au fil des années. Cette amélioration reste également observée en milieu rural mais seulement pendant les périodes 1985-1991 et 1985-2001.

(6) Toutes les comparaisons sont faites en termes réels. Les dépenses par milieu de résidence relatives aux années 1984-1985 et 1990/1991, ont été inflatées aux prix 2000-2001 moyennant les indices du coût de la vie par milieu de résidence couvrant les périodes 1984-1985-2000-2001 et 1990-1991-2000-2001.

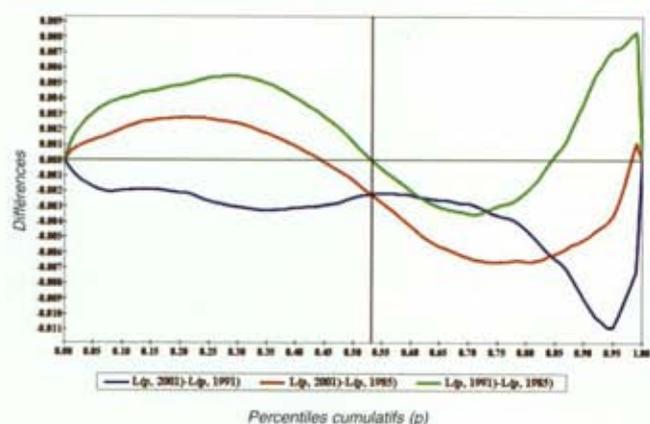
Différences entre les courbes de Lorenz par percentile cumulatif de la population : (niveau national)



Différences entre les courbes de Lorenz par percentile cumulatif de la population : (niveau urbain)



Différences entre les courbes de Lorenz par percentile cumulatif de la population : (niveau rural)



Cependant, pour se prononcer sur la dominance stochastique en inégalité relativement à ces cas, il sera question dans ce qui suit de comparer les courbes de dominance via l'approche primale. Il s'agira notamment de chercher l'existence éventuelle de points de croisement entre ces courbes en testant d'abord la dominance au premier ordre, et ensuite de voir si ces croisements persisteraient lorsque le test de la dominance stochastique du second ordre est réalisé. Le tableau 7 fournit des estimés des points de croisements entre les courbes de dominance stochastique du premier ordre et du second ordre. Ils correspondent

en fait à la dépense normalisée par la moyenne de la distribution où les courbes de dominance se croisent. Les graphiques 6 et 7, présentés ci-dessous, sont un exemple illustratif permettant de repérer les points de croisement entre les courbes de dominance stochastique.

Ainsi, en mettant l'accent sur l'approche primale, il apparaît que la dominance au premier ordre coïncide avec la dominance au sens de Lorenz dans deux cas parmi les quatre susmentionnés. Il s'agit notamment de la période 1985–1991 en milieu urbain et de la période 1991–2001 à l'échelle nationale. Les deux cas restants, relatifs aux périodes 1985–2001 en milieu urbain et 1991–2001 en milieu rural, sont mis en évidence par le test de dominance au second ordre. Ceci étant, on peut confirmer empiriquement l'équivalence entre la dominance au sens de Lorenz et la dominance stochastique selon l'approche primale.

Quant à l'évolution de l'inégalité rurale durant la période 1985–1991, elle n'a connu aucune dominance stochastique ni du premier ordre ni du second ordre. Chose pouvant témoigner de l'ambivalence dans l'essor de l'inégalité sur cette période. En effet, force est de constater, d'après les points de croisement des courbes de dominance, que l'inégalité rurale est devenue moins accentuée en 1991 pour la population réalisant une dépense normalisée maximale inférieure ou égale à 0,62. Après ce point, l'inégalité rurale en 1985 devient moins accentuée par rapport à celle de 1991.

Tableau 7

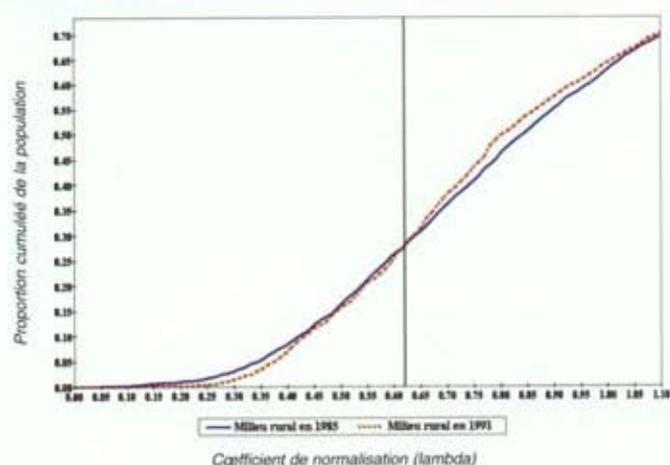
Comparaison ordinale des courbes de dominance stochastique en inégalité par milieu de résidence et par période

Distribution 1 vs distribution 2	Milieu	Points de croisement (Approche primale)			
		1 ^{er} ordre	Cas*	2 ^e ordre	Cas*
1985-199	Urbain	–	3+	–	3 +
	Rural	0,62	2	0,87	2
	Ensemble	0,36	2	0,55	2
0,73		1	0,89	1	
1985-2001	Urbain	0,80	2	–	3 +
	Rural	0,55	2	0,77	2
	Ensemble	0,32	2	0,45	2
0,93		1			
1991-2001	Urbain	0,38	2	0,52	2
	Rural	0,67	1	–	3 –
		0,89	2		
Ensemble	–	3 –	–	3 –	

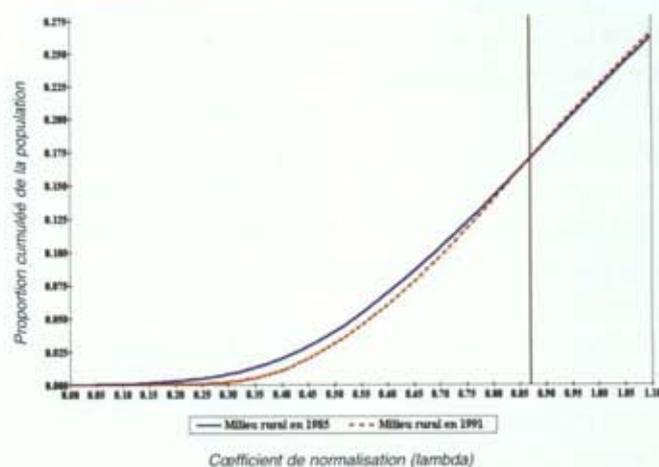
* Lecture :
 Cas 1 : Avant le point de croisement, la distribution 1 domine en inégalité la distribution 2
 Cas 2 : Avant le point de croisement, la distribution 2 domine en inégalité la distribution 1
 Cas 3+ : Aucun point de croisement, la distribution 2 domine en inégalité la distribution 1
 Cas 3- : Aucun point de croisement, la distribution 1 domine en inégalité la distribution 2

Source : Données de base des ENCDM 1985 et 2001 et de l'ENNVM 1991, Direction de la Statistique, HCP, Calculs effectués par l'auteur.

Courbes de dominance stochastique de l'inégalité au premier ordre : cas du milieu rural 1985-1991



Courbes de dominance stochastique de l'inégalité au second ordre : cas du milieu rural 1985-1991



Suite donc à l'échec de la dominance du premier ordre, on emploie le critère de dominance du second ordre afin de tenter d'établir un classement entre les deux courbes de dominance d'inégalité. Encore une fois, le croisement des courbes de dominance stochastique normalisée prêle à la confusion et ne permet aucune conclusion sur l'évolution de l'inégalité rurale entre 1985 et 1991.

De même, à l'échelle nationale, le même constat ressort de l'analyse du classement des courbes de dominance entre 1985 et 1991. En effet, ni la dominance stochastique au premier ordre ni celle au second ordre ne sont vérifiées. De surcroît, ces courbes sont marquées par deux recoupements avant une dépense normalisée maximale inférieure ou égale à 1. Ce qui souligne la forte interférence entre ces courbes et, partant, l'impossibilité de leur classement. Les mêmes constats sont observés si on met l'accent sur la période 1985-2001. Les dominances stochastiques au premier ordre et au second ordre ne permettent de classer ni l'inégalité rurale ni l'inégalité à l'échelle nationale.

Tel qu'en témoigne cette similitude dans l'évolution de l'inégalité à l'échelle nationale et en milieu rural durant les périodes 1985-1991 et 1985-2001, il est fort probable que la structure d'inégalité ne s'est pas marquée, au cours de ces deux périodes, par des changements importants en mesure de lui imprégner une évolution plus favorable dans le sens de la baisse.

L'ambivalence dans l'évolution de l'inégalité est également observée en milieu urbain entre 1991 et 2001. Le fait que les courbes de dominance du premier ordre et du second ordre s'intercoupent, semble indiquer qu'il est impossible de classer l'inégalité urbaine de 2001 par rapport à celle de 1991. Pareil constat va à l'encontre de ce qui est observé dans l'évolution de l'inégalité urbaine notamment durant les périodes 1985-1991 et 1985-2001. Vraisemblablement, il met en exergue la rigidité des changements dans la structure de l'inégalité urbaine durant la décennie écoulée entre 1991 et 2001.

D'autres enseignements non moins importants peuvent être discernés pour la population dont le niveau de dépense normalisée se situe avant les points de croisement des courbes de dominance du premier ordre. Ainsi, il est à noter que l'inégalité rurale a baissé entre

1985 et 1991 pour la population dont la dépense normalisée est inférieure à 0,62. Cette amélioration dans l'inégalité a également été observée entre 1985 et 2001 mais elle n'a concerné que les dépenses normalisées inférieures à 0,55. Cependant, ce gain ne semble pas perdurer entre 1991 et 2001 dans la mesure où l'augmentation de l'inégalité rurale au cours de cette période a concerné toute la population rurale.

En outre, en dépit de l'ambivalence qui marquait l'évolution de l'inégalité urbaine entre 1991 et 2001, force est de constater que l'inégalité au sein de la population la plus pauvre réalisant une dépense normalisée inférieure à 0,38, a connu une réduction puisque la courbe de dominance de 2001 se trouve au dessous de celle de 1991 avant cette tranche de dépense.

Aux termes de ces comparaisons ordinales, il s'avère que l'évolution de l'inégalité a été marquée par des points forts et des points faibles. Les premiers portent sur la baisse observée de l'inégalité qui a touché la population urbaine au cours des périodes 1985-1991 et 1985-2001, d'une part, et, d'autre part, la population se situant au bas de l'échelle de distribution tant en milieu rural pendant ces deux périodes qu'en milieu urbain entre 1991 et 2001. Quant aux points faibles, ils se résument essentiellement dans la recrudescence de l'inégalité rurale entre 1991 et 2001, et dans l'impossibilité de classer les situations d'inégalité, tantôt en milieu urbain entre 1991 et 2001, tantôt en milieu rural au cours des périodes 1985-1991 et 1985-2001.

Eu égard à cette analyse sur les tendances observées dans l'évolution de l'inégalité, il serait question dans ce qui suit d'aborder la décomposition dynamique de l'inégalité pour tenter de déceler certains facteurs clés qui se trouvent en amont des changements observés. La visée de cette analyse est double : (i) elle consiste à comprendre quel était l'impact à la marge des politiques publiques et des programmes socioéconomiques sur la répartition du revenu et de la dépense des ménages ; et (ii) elle s'évertue de proposer quelques éléments de politiques à mettre en œuvre en mesure d'endiguer toute accentuation éventuelle de l'inégalité. Pour ce faire, l'analyse portera sur le rôle que jouent les effets du revenu et des prix, et sur l'impact de différentes sources de dépense sur le niveau général de l'inégalité.

Décomposition dynamique de l'inégalité en effet revenu et effet prix

La comparaison intertemporelle du niveau de bien-être des ménages nécessite l'utilisation d'une mesure sensible aux variations des variables de base qui entrent en ligne de compte dans la détermination de ce niveau de bien-être, telles les variations dans les niveaux des prix ou des revenus. En outre, étant donné que les années de comparaison sont bien éloignées, il reste envisageable que ces variations soient des causes directes de changements dans le niveau d'inégalité et du bien-être. Il est donc important et intéressant de comprendre l'impact de ces variations sur le niveau d'inégalité et du bien-être.

Dans un premier objectif de cette section, l'emphase sera mise sur l'étude de la nature de l'impact des grandes variations des prix et des revenus sur le niveau d'inégalité mesurée par le coefficient de Gini. Quant au deuxième objectif, il consiste à dériver l'impact de variations marginales du prix d'un bien quelconque ou d'un groupe fonctionnel de consommation sur le niveau d'inégalité, mesuré par le coefficient de Gini, via notamment la décomposition de l'inégalité par source de consommation.

Cependant, il importe de notifier que cette deuxième approche ne peut être utilisée en présence de grandes variations des prix ou des revenus, car ces grandes variations peuvent engendrer une nouvelle répartition des individus selon leur niveau de bien-être (Araar, 2002). En conséquence, sa mise en œuvre consistera à évaluer l'impact d'une variation marginale, éventuelle ou observée dans des conditions normales pendant un trimestre, un semestre ou une période du court terme, sur le niveau de l'inégalité.

L'impact de variations non marginales sur l'inégalité

Méthodologie de décomposition de l'inégalité en effet revenu et effet prix

Devant l'inexistence de règles théoriques permettant d'effectuer une décomposition exacte de la variation du coefficient de Gini en effet prix et effet revenu, suite à des variations non marginales des prix ou des

revenus, Araar (1998 et 2002) a appliqué la méthodologie suivante dans le but d'extraire les deux effets, soit l'effet prix et l'effet revenu sur le coefficient de Gini :

$$G_{P_1 Y_1} - G_{P_0 Y_0} = \underbrace{G_{P_1 Y_1} - G_{P_1 Y_0}}_{\text{Effet revenu}} + \underbrace{G_{P_1 Y_0} - G_{P_0 Y_0}}_{\text{Effet prix}} \quad (1)$$

Ou

$$G_{P_1 Y_1} - G_{P_0 Y_0} = \underbrace{G_{P_1 Y_1} - G_{P_0 Y_1}}_{\text{Effet prix}} + \underbrace{G_{P_0 Y_1} - G_{P_0 Y_0}}_{\text{Effet revenu}} \quad (2)$$

L'indice $G_{P_j Y_j}$ indique le niveau d'inégalité dans la distribution des dépenses totales des individus de la période j évaluées aux prix prévalant dans la période i .

Les équations (1) et (2) indiquent que pour évaluer l'effet des variations des prix sur la variation de l'inégalité, on calcule la différence entre deux coefficients de Gini, et cela, en utilisant soit les revenus de la période initiale comme revenu de référence, Y_0 , soit ceux de la période finale, Y_1 . De même, pour l'effet revenu, nous calculons la différence entre les coefficients de Gini Y_1 et Y_0 en utilisant soit les prix de référence de la période initiale P_0 , soit ceux de la période finale P_1 .

Cependant, étant donné l'observation partielle des prix par l'ENCDM 1985, l'ENNVN 1991 et l'ENCDM 2001, le recours est fait aux indices du coût de la vie relatifs à ces années par groupes de produits. Procéder de cette façon n'est, cependant, pas une tâche aisée dans la mesure où la définition des groupes de produits diffère d'une année de base à l'autre. C'est le cas notamment entre les années de base 1972/1973 et 1989 pour lesquelles la définition des groupes de produits a changé. A ce dernier constat, un travail de raccordement entre ces deux années de base a été fait afin d'éviter les biais de définition dans l'évaluation des effets revenu et prix. D'emblée, les ICV par groupe de produits de l'année 1985 ont été recalculés sur la base de 1989. Le tableau ci-dessous permet d'apprécier ces changements en question et relate les ICV par groupe de produits.

Tableau 8

Indices moyens du coût de la vie par groupe de produits et année de base

Groupe de produits et services (7)	ICV 1985		ICV 1989		ICV 1985		ICV 1991		ICV 2001	
	(base 1972/73)		(base 1972/73)		(base 1989)		(base 1989)		(base 1989)	
	Urbain	Rural	Urbain	Rural	Urbain	Rural	Urbain	Rural	Urbain	Rural
Alimentation	348,9	348,9	393,9	393,9	88,6	88,6	118,2	116,4	157,5	151,5
Habillement	267,8	267,8	322,7	322,7	93,0	93,0	112,4	115,8	163,5	169,1
Habitation	249,3	249,3	298,5	298,5	83,5	83,5	109,1	109,1	162,5	136,4
Équipement ménager	353,2	353,2	433,3	433,3	81,5	81,5	110,2	112,3	138,4	140,9
Soins médicaux	217,9	217,9	276,1	276,1	78,9	78,9	111,3	110,5	142,5	146,5
Transport et communication	470,7	470,7	611,1	611,1	77,0	77,0	114,0	112,1	162,5	151
Loisirs, cultures et enseignement	319,9	319,9	402,3	402,3	79,5	79,5	111,1	116,2	159,5	130,5
Autres biens et services	379,7	379,7	460,9	460,9	82,4	82,4	121,4	125,6	166,6	163,7
Ensemble	334,6	334,6	394,4	394,4	84,8	84,8	115,6	115,8	158,3	151,2

Source : Données de base des indices du coût de la vie, Direction de la Statistique, HCP. Indices reconstruits par l'auteur.

Présentation et analyse des résultats

Les résultats de la décomposition sont consignés dans les tableaux 9 et 10. Ils exposent les effets prix et revenus aussi bien en termes absolues qu'en termes relatifs, et ce par milieu de résidence et par couple d'années. Ainsi, entre 1985 et 2001, la baisse de l'inégalité urbaine s'explique exclusivement par l'effet revenu. Quant à l'effet prix, il a contribué à ponctionner l'effet revenu sur la baisse de l'inégalité. Autrement dit, entre 1985 et 2001, l'augmentation des prix en milieu urbain a réduit l'effort de redistribution visant la réduction des inégalités via notamment les changements enregistrés dans les niveaux des revenus des ménages citadins. Encore faut-il mentionner que l'effet revenu est près de 5 fois plus important que l'effet prix.

En revanche, en milieu rural, les effets prix et revenu se sont conjointement renforcés dans le sens d'une augmentation de l'inégalité, bien que l'impact de l'augmentation des prix (77,42 %) demeure plus que trois fois plus important que celui de revenu (22,58 %).

Entre 1985 et 1991, l'effet prix et l'effet revenu ont eu des impacts opposés sur l'évolution de l'inégalité.

En effet, force est de constater que les variations des prix ont significativement augmenté le niveau d'inégalité. Inversement, les changements enregistrés dans les niveaux des revenus ont diminué le niveau d'inégalité. Si ces constats demeurent vérifiés dans les deux milieux de résidence, il importe de souligner que l'impact négatif des prix sur l'inégalité est plus prononcé en milieu rural qu'en milieu urbain.

S'agissant de la période 1991-2001, la décomposition de la variation de l'indice de Gini standard montre une concomitance des effets prix et revenu dans le sens d'une augmentation de l'inégalité. Ainsi, près de 9,0 % de la hausse de celle-ci en milieu urbain incombe à l'effet prix. Cette proportion atteint 50, % en milieu rural et 28,5 % à l'échelle nationale. Quant à l'effet revenu, il lui échoit 91,0 % de l'inégalité urbaine et 49,3 % de l'inégalité rurale. A l'échelle nationale, l'augmentation de l'inégalité s'explique à hauteur de 71,5 % par l'effet revenu.

(7) Cf. la nomenclature nationale des produits et services pour une définition détaillée de ces groupes.

Tableau 9

Décomposition de la variation de l'inégalité en effet prix et effet revenu :
Cas du coefficient de Gini standard ($\rho = 2$)

Milieu de résidence	$G_{P_t X_t}$ (a)	$G_{P_t Y_t}$ (b)	$G_{P_t X_t}$ (c)	Effet prix		Effet revenu		Effet total	
				Absolu (a - b)	Relatif (a-b)/(a-c)	Absolu (b - c)	Relatif (b-c) / (a-c)	Absolu (a - c)	Relatif
$t_0 = 1985$ vs $t_1 = 2001$									
Urbain	39,13	38,72	40,9	0,41	-23,16	-2,18	123,16	-1,77	100
Rural	31,97	31,73	31,66	0,24	77,42	0,07	22,58	0,31	100
Ensemble	40,63	40,02	39,93	0,61	87,14	0,09	12,86	0,7	100
$t_0 = 1985$ vs $t_1 = 1991$									
Urbain	37,69	37,4	40,97	0,29	-8,84	-3,57	108,84	-3,28	100
Rural	31,24	31,0	31,66	0,24	-57,14	-0,66	157,14	-0,42	100
Ensemble	39,33	39,1	39,93	0,23	-38,33	-0,83	138,33	-0,6	100
$t_0 = 1991$ vs $t_1 = 2001$									
Urbain	39,13	39,0	37,69	0,13	9,03	1,31	90,97	1,44	100
Rural	31,97	31,6	31,24	0,37	50,68	0,36	49,32	0,73	100
Ensemble	40,63	40,26	39,33	0,37	28,46	0,93	71,54	1,3	100

Source : Données de base des ENCDM 1985 et 2001 et l'ENNVN 1991, Direction de la Statistique, HCP.
Calculs effectués par l'auteur.

Ainsi, de cette décomposition de la variation de l'inégalité, il en découle deux constats pertinents. Primo, ceteris paribus, l'augmentation des prix au fil du temps n'a pas manqué d'imprégner l'accentuation de l'inégalité. D'emblée, pareille constatation n'est pas propre à un milieu de résidence sans un autre, bien que le milieu rural soit le plus touché en termes d'inégalité par l'augmentation des prix. Deuzio, l'impact de l'effet revenu est marqué par une certaine ambivalence, tantôt il contribue à la réduction de l'inégalité, tantôt il l'accentue. Néanmoins, il est important de signaler que la réduction de l'inégalité observée incombe essentiellement aux changements enregistrés dans les niveaux des revenus.

En mettant l'emphase sur les membres les plus pauvres de la population (22 %) via notamment une pondération appropriée de la partie gauche de la distribution ($\rho = 10$), la décomposition de la variation de l'indice de Gini généralisé fait ressortir une certaine constance dans les rôles joués par l'inflation et la croissance des revenus.

L'augmentation des prix entre 1985 et 2001 n'a fait qu'accentuer les inégalités au sein de la population la plus pauvre. Elle a contribué à neutraliser l'effet de croissance sur la réduction de l'inégalité urbaine de près de 6,7 %. Cet effet négatif est plus prononcé en milieu rural, soit près de 53,4 %. Toutes choses égales d'ailleurs, ces indices affichés sont très éloquentes. Ils traduisent bien les gains éventuels en termes d'égalité si l'augmentation des prix pourrait être maîtrisée.

Tout en se reproduisant de manière systématique entre 1985 et 1991, cet impact négatif s'est caractérisé par une faible incidence en comparaison avec la période 1985-2001. En revanche, au cours de la période 1991-2001, l'effet prix a bien réduit la baisse de l'inégalité urbaine de près de 22,0 %. En outre, contrairement à toute attente, force est de constater que l'effet prix a contribué à réduire l'augmentation constatée de l'inégalité rurale de la population pauvre, mais telle contribution demeure limitée et ne dépasse guère 2,4%.

Tableau 10
Décomposition de la variation de l'inégalité en effet prix et effet revenu :
Cas du coefficient de Gini généralisé ($\rho = 10$)

Milieu de résidence	G_{p_0, X_0} (a)	G_{p_1, X_1} (b)	G_{p_0, X_0} (c)	Effet prix		Effet revenu		Effet total	
				Absolu (a - b)	Relatif (a-b)/(a-c)	Absolu (b - c)	Relatif (b-c) / (a-c)	Absolu (a - c)	Relatif
$t_0 = 1985$ vs $t_1 = 2001$									
Urbain	68,11	67,74	73,65	0,37	-6,68	-5,91	106,68	-5,54	100
Rural	60,71	59,85	62,32	0,86	-53,42	-2,47	153,42	-1,61	100
Ensemble	69,5	68,6	70,44	0,9	-95,74	-1,84	195,74	-0,94	100
$t_0 = 1985$ vs $t_1 = 1991$									
Urbain	69,02	68,76	73,65	0,26	-5,62	-4,89	105,62	-4,63	100
Rural	59,02	58,77	62,32	0,25	-7,58	-3,55	107,58	-3,3	100
Ensemble	68,46	68,2	70,44	0,26	-13,13	-2,24	113,13	-1,98	100
$t_0 = 1991$ vs $t_1 = 2001$									
Urbain	68,11	67,91	69,02	0,2	-21,98	-1,11	121,98	-0,91	100
Rural	60,71	60,75	59,02	-0,04	-2,37	1,73	102,37	1,69	100
Ensemble	69,5	69,33	68,46	0,17	16,35	0,87	83,65	1,04	100

Source : Données de base des ENCDM 1985 et 2001 et l'ENNVM 1991, Direction de la Statistique, HCP.
Calculs effectués par l'auteur.

Hormis ce dernier cas, dont l'appréciation à sa juste valeur mérite une réflexion plus nuancée, il s'avère que l'augmentation des prix au fil des années s'est traduite par une accentuation de l'inégalité au sein de la population la plus pauvre. Ce fait notable et sans doute conséquent pour les analyses qui vont suivre nous pousse déjà à nous interroger sur la source de cet impact pour mieux connaître les groupes de biens et services les plus générateurs de l'inégalité, en particulier pour la population démunie.

Concernant l'effet revenu, il se révèle être d'une importance cruciale dans la réduction de l'inégalité au sein de la population la plus pauvre. En effet, force est de constater que les changements intervenus dans les revenus, au fil du temps, vont de pair avec la baisse des inégalités. Les seuls cas où l'effet revenu a contribué à l'accroissement de l'inégalité, concernent le milieu rural et le niveau national au cours de la période 1991-2001. Ces changements dans l'effet revenu sont également observés lorsque l'inégalité est mesurée par

le coefficient de Gini standard. Pareils constats semblent donc indiquer que seule la population urbaine la plus pauvre qui n'a pas subi l'impact négatif de la répartition des revenus sur l'inégalité durant cette période.

Toujours est-il que l'effet revenu sur l'inégalité au sein des plus démunis connaît une certaine éviction due à l'inflation. Ce qui semble indiquer que le gain en termes d'égalité en faveur de cette catégorie de la population aurait été plus intéressant si l'augmentation des prix était plus maîtrisée.

Décomposition de l'inégalité par source de consommation : impact des variations marginales des dépenses et des prix sur l'inégalité

Partant du constat que la décomposition de l'inégalité en effet revenu et en effet prix ne renseigne pas sur les forces qui ont été à l'œuvre dans l'élaboration de différents résultats enregistrés, des exercices de décomposition de l'inégalité par source de consommation

se révèlent utiles pour quantifier le rôle, apparent ou non, d'un certain nombre d'éléments de nature plus désagrégée (Araar, 2002). Cette section s'inscrit essentiellement dans ce deuxième type d'analyse de décomposition, une décomposition par *sources de dépense*.

L'objectif visé, après avoir identifié un certain nombre de sources de dépense mutuellement exclusives, consiste à attribuer une part de l'inégalité totale à chaque source. Cette part s'appelle la contribution absolue de la source, et la contribution relative s'obtient en rapportant la contribution absolue à l'inégalité totale. Par hypothèse, si ces parts somment à un, la décomposition est qualifiée d'exacte. L'évolution de cette part au cours du temps renseigne sur l'évolution de la contribution de la source à l'inégalité totale et permet d'énoncer des hypothèses sur les facteurs qui ont pu jouer un rôle privilégié dans l'évolution de l'inégalité.

Le deuxième objectif poursuivi de cet exercice de décomposition peut être plus ou moins ambitieux. Il s'évertue de se prononcer sur l'impact de la croissance et des politiques sur l'inégalité au travers des changements qui peuvent se produire dans la dépense suite notamment à la croissance affectant un groupe fonctionnel de dépense. Tout comme l'impact des changements de prix qui affectent la distribution de la dépense. Il y a également l'impact de certaines taxes qui changent la valeur monétaire de transferts effectués au profit de la population défavorisée (Wodon et Yitzhaki, 2002 ; Duclos, 2002).

Étant donné que chacune de ces situations engendre un effet sur la dépense, il serait fortement éloquent de supputer l'impact de ces changements sur l'inégalité totale ou encore évaluer l'élasticité de l'inégalité pour chaque changement se traduisant par une variation en pourcentage de la dépense moyenne. La valeur de l'élasticité de l'inégalité par source de dépense pourra servir de point de référence pour évaluer *a priori* les retombées des différents programmes socioéconomiques sur le bien-être de la population.

Méthodologie de décomposition de l'inégalité par source de dépense

De prime abord, il importe de signaler que de tous les indices d'inégalité relative, le coefficient de Gini est

le seul décomposable par source. Cette particularité renforce davantage sa notabilité et lui confère une diffusion importante sur le plan empirique.

Sur le plan analytique, le coefficient de Gini s'exprime par différentes formulations, dont notamment celle proposée par Lerman et Yitzhaki (1984) :

$$SG(\rho) = -\rho \frac{\text{cov}(Y, (1 - F(Y))^{\rho-1})}{\bar{Y}} \quad (1)$$

Avec ρ est le coefficient d'aversion à l'inégalité, Y la dépense totale *per capita* (pour notre cas), $F(Y)$ la fonction de distribution cumulative de la dépense totale *per capita* (elle prend une valeur 0 pour le ménage le plus pauvre et la valeur 1 pour le plus riche), et \bar{Y} la dépense moyenne totale par habitant pour l'ensemble des ménages.

Étant donné que $Y = \sum_k Y^k$ avec Y^k est la dépense totale par personne afférente à la source k , et comme la fonction de la covariance est additive, on peut réécrire l'expression (1) comme suit :

$$SG(\rho) = -\rho \frac{\sum_k \text{cov}(Y^k, (1 - F(Y))^{\rho-1})}{\bar{Y}} \quad (2)$$

En multipliant et divisant le numérateur par $\text{cov}(Y^k, (1 - F(Y^k))^{\rho-1})$ et \bar{Y}^k , l'expression (2) prend la forme suivante :

$$SG(\rho) = \sum_k \left[\frac{\text{cov}(Y^k, (1 - F(Y))^{\rho-1})}{\text{cov}(Y^k, (1 - F(Y^k))^{\rho-1})} \cdot \frac{-\rho \text{cov}(Y^k, (1 - F(Y^k))^{\rho-1})}{\bar{Y}^k} \cdot \frac{\bar{Y}^k}{\bar{Y}} \right]$$

De cette nouvelle expression, il ressort trois éléments :

- le coefficient de Gini généralisé relatif au poste de dépense K :

$$G(k, \rho) = \frac{-\rho \text{cov}(Y^k, (1 - F(Y^k))^{\rho-1})}{\bar{Y}^k}$$

- la corrélation de l'indice de Gini généralisé entre la dépense du poste budgétaire K et la dépense totale, définie par :

$$R_k(\rho) = \frac{\text{cov}(Y^k, (1 - F(Y))^{\rho-1})}{\text{cov}(Y^k, (1 - F(Y^k))^{\rho-1})}$$

où $F(Y^k)$ indique la fonction de distribution cumulative de la dépense par personne de la source K ; et

- la part afférente à la source K dans la dépense totale :

$$S_k = \frac{\bar{Y}^k}{\bar{Y}}$$

Donc, on peut écrire $SG(\rho) = \sum_k R_k \cdot G_k(\rho) \cdot S_k$

La quantité $R_k G_k S_k$ évalue la contribution absolue de la source K à l'inégalité totale. Quant à la contribution relative, elle est mesurée par le rapport $(R_k G_k S_k)/G$.

Stark et al (1986) ont montré que cette décomposition offre une méthode simple pour évaluer l'effet marginal sur l'inégalité de la dépense totale, suite à une variation de pourcentage marginale de la dépense d'une source donnée, égale pour tous les ménages. Ainsi, l'impact pour tous les ménages d'une augmentation de la dépense de la source K de telle sorte que Y_k est multiplié par $(1 + e_k)$, où e_k est suffisamment petit, est :

$$\frac{\partial G_Y}{\partial e_k} = S_k (R_k G_K - G_Y)$$

Cette expression mesure la contribution marginale de la source K à l'inégalité totale. Elle peut être exprimée autrement de telle façon à faire apparaître la contribution marginale relative $(\Delta G/G)$ de l'inégalité due à une variation marginale de la dépense de la source K :

$$\frac{\partial G_Y / \partial e_k}{G_Y} = S_k \left(\frac{R_k G_K}{G_Y} - 1 \right) = S_k (\eta_k - 1)$$

D'après Lerman and Yitzhaki (1984), le coefficient $\eta_k = R_k G_k / G_Y$ représente l'élasticité revenu/dépense de l'indice de Gini (appelé GIE pour Gini Income Elasticity) de la source K .

$$\frac{\partial G_Y / \partial e_k}{G_Y} = S_k (\eta_k - 1)$$

Cette égalité montre bel et bien que l'impact marginal d'une source de dépense dépend de son élasticité-dépense de l'indice de Gini. Ainsi, une augmentation en pourcentage de la dépense d'une source ayant un GIE inférieur (supérieur) à un diminuera (augmentera) l'inégalité de dépense par habitant. Lorsque le GIE d'une source est au voisinage de un, cela signifie que la variation de cette source n'affecte pas l'inégalité globale. En outre, plus le GIE est élevé, plus l'impact est grand en terme de redistribution.

Le tableau 11 récapitule les règles de base permettant d'interpréter la valeur d'un GIE pour des sources de consommation, suite à une variation marginale de la source ou une variation du prix via une taxation ou une subvention. Il montre qu'il est possible d'utiliser les mécanismes de la décomposition par source de consommation de l'indice de Gini pour simuler l'impact des différentes politiques sur le bien-être social. D'emblée, l'utilisation de l'indice de Gini élargi au lieu de l'indice standard aide à différencier cet impact selon différentes sous-populations.

Présentation et analyse des résultats

Cas du milieu urbain

En milieu urbain, la dépense alimentaire contribue à hauteur de 30,6 % à l'inégalité urbaine, mesurée par l'indice de Gini standard. La consistance de cette contribution ne s'est pas modifiée au cours de la décennie 1991-2001. Pareil constat témoigne du poids structurel de l'alimentaire dans l'inégalité, d'une part, et, d'autre part, vraisemblablement de l'essoufflement de la compression de ce poids. Par rapport à cet enseignement, il importe de signaler deux faits pertinents relatifs à cette source de consommation. Primo, l'alimentaire se distingue par un niveau d'inégalité le plus bas en comparaison avec les autres sources de consommation, à savoir 33,0 % en 2001 versus 31,7 % en 1991 (cf. tableau 12). Deuzio, ce poste de la dépense explique près de 40,0 % de la dépense totale par tête, ce qui lui confère le coefficient budgétaire le plus important. D'après Wodon et Yitzhaki (2002), c'est ce deuxième constat qui explique la primatie de la contribution relative d'une source de consommation.

Tableau 11

Interprétation du GIE d'une source de consommation

Type de variation affectant la source	GIE inférieur à un	GIE supérieur à un
<i>Source de consommation</i>		
Hausse marginale de la consommation de la source	Réduction de l'inégalité	Augmentation de l'inégalité
Baisse marginale de la consommation de la source	Augmentation de l'inégalité	Réduction de l'inégalité
<i>Taxe sur la source de consommation ou variation du prix</i>		
Hausse marginale de la taxe ou du prix	Augmentation de l'inégalité	Réduction de l'inégalité
Baisse marginale de la taxe ou du prix	Réduction de l'inégalité	Augmentation de l'inégalité
<i>Subvention aux prix</i>		
Hausse marginale de la subvention aux prix	Réduction de l'inégalité	Augmentation de l'inégalité
Baisse marginale de la subvention aux prix	Augmentation de l'inégalité	Réduction de l'inégalité

Source : Wodon et Yitzhaki (2002).

Tableau 12

Décomposition de l'inégalité par source et élasticité dépense de l'indice de Gini standard ($\rho = 2$)
Cas du milieu urbain entre 1991 et 2001

Source de consommation	G_k		R_k		Coefficient budgétaire		Contribution absolue à G		Contribution relative à G		GIE	
	1991	2001	1991	2001	1991	2001	1991	2001	1991	2001	1991	2001
Alimentation	0,317	0,330	0,904	0,908	0,403	0,400	0,115	0,120	30,6	30,6	0,76	0,77
Habillement	0,621	0,641	0,724	0,731	0,063	0,050	0,028	0,023	7,5	6,0	1,19	1,20
Habitation	0,434	0,392	0,824	0,793	0,185	0,226	0,066	0,070	17,6	17,9	0,95	0,79
Équipement ménager	0,599	0,628	0,780	0,760	0,045	0,038	0,021	0,018	5,6	4,7	1,24	1,22
Soins médicaux	0,518	0,568	0,726	0,734	0,079	0,083	0,030	0,035	7,9	8,9	1,00	1,06
Transport et communication	0,721	0,712	0,753	0,847	0,066	0,082	0,036	0,049	9,4	12,6	1,44	1,54
Loisirs, culture et enseignement	0,650	0,699	0,789	0,777	0,074	0,043	0,038	0,024	10,0	6,0	1,36	1,39
Autres biens et services	0,661	0,820	0,644	0,795	0,052	0,038	0,022	0,025	5,9	6,3	1,13	1,67
Dépenses non destinées à la consommation	0,847	0,840	0,723	0,828	0,033	0,040	0,020	0,028	5,4	7,1	1,62	1,78

Source : Données de base de l'ENNVM 1991 et de l'ENCDM 2001, Direction de la Statistique, HCP.
Calculs effectués par l'auteur.

A considérer l'élasticité GIE de l'alimentaire qui reste inférieure à l'unité, soit 0,77 en 2001 et 0,76 en 1991, les dépenses afférentes à cette source de consommation tendent à diminuer l'inégalité à la marge ; en d'autres termes, une croissance de cette composante budgétaire va

diminuer l'inégalité, alors que sa réduction contribue à son aggravation. Sur le plan d'impact des politiques, ce lien entre le GIE de l'alimentaire et l'inégalité veut dire que toute hausse marginale de la taxe ou du prix appliqués sur les denrées alimentaire se traduira par une

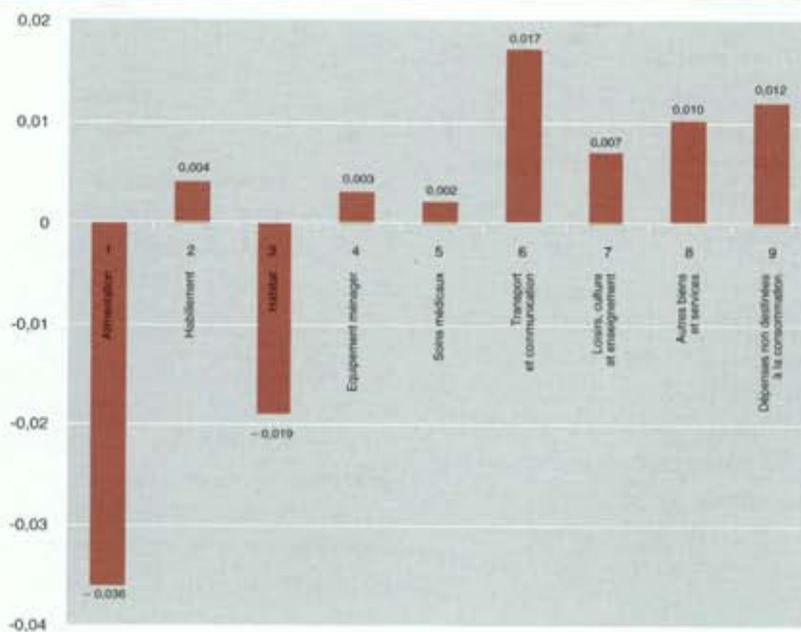
augmentation de l'inégalité urbaine. De même, une baisse marginale de la subvention aux prix des biens destinés à la consommation alimentaire, dont notamment les biens de première nécessité, ne fera qu'augmenter l'inégalité.

Plus précisément, la variation de l'indice de Gini en proportion de l'indice de Gini initial résultant d'une hausse de 1% de la consommation alimentaire, désignée par $\Delta G/G$, est égale au coefficient budgétaire alimentaire multiplié par le GIE moins l'unité. La part de la source alimentaire dans la consommation totale est importante parce que, toutes les valeurs étant égales par ailleurs, un changement de 1% dans la consommation provenant d'une grande source a forcément un impact plus grand sur l'inégalité qu'un changement de 1% provenant d'une source plus petite.

Ce type de variation survient, par exemple, lorsque le prix d'un produit de base évolue. Ainsi, si l'indice de Gini est égal à 39,1% en 2001, une augmentation de 1% de la dépense alimentaire, suite éventuellement à une modification de la taxe ou du prix appliqués aux produits alimentaires, réduira l'indice de Gini standard de :

$\Delta G = G * S * (GIE - 1) * 1\% = 0,391 * 0,4 * (0,76 - 1) * 1\% = -0,038\%$. L'impact d'une hausse de 5% des dépenses alimentaires sera environ 5 fois plus important, soit -0,184%, produisant un nouvel indice de Gini de 0,389. Bien qu'il s'agisse là d'une variation limitée du coefficient du Gini standard, elle n'a été obtenue qu'avec une hausse de seulement 2,0% de la dépense moyenne totale (puisque la dépense alimentaire représente 40% de la dépense totale, et qu'elle a été augmentée de 5%).

Impact d'une hausse marginale de 1% des dépenses par source de consommation sur l'inégalité urbaine en 2001



Supposons maintenant que l'Etat opte pour une baisse marginale de la subvention aux prix des denrées alimentaires se traduisant par une augmentation de 5% de ces prix. La variation de l'inégalité due à ce changement est égale à $-0,391 * 0,4 * (0,76 - 1) * 5\% = +0,184\%$ (le signe - est le résultat d'une baisse des dépenses alimentaires). De telle sorte qu'après la hausse des prix, le nouvel indice de Gini sera égal à 0,393.

De par son évolution, l'habitat est la deuxième source de consommation qui peut intriguer tout observateur.

Primo, la dépense afférente à ce poste budgétaire a connu une baisse importante de l'inégalité au fil du temps, soit un indice de Gini standard de 43,4% en 1991 contre seulement 39,2% en 2001. Ensuite, son coefficient budgétaire a connu une recrudescence non moins importante en passant de 18,5% à 22,6%. Ce qui se traduit entre autres par un effort ostentatoire des ménages marocains dans ce domaine. Enfin, cette source de consommation est devenue en 2001 un élément fortement redistributif vu que son coefficient

d'élasticité GIE (0,79) se situe largement en dessous de un, alors qu'il était proche de l'unité (0,95) en 1991.

Ce revirement dans la valeur de l'élasticité GIE met en exergue que la dépense afférente à l'habitat est passée d'une étape marquée par une certaine synchronisation parfaite avec la consommation totale, de sorte que sa variation n'affecte pas l'inégalité globale, à une étape où cette variation agit notablement sur l'inégalité totale. Ainsi, force est de constater que l'augmentation des dépenses de l'habitat en 2001 contribuerait à la réduction de l'inégalité. A titre indicatif, une hausse de 1 % de la dépense d'habitat, suite notamment à une baisse marginale des taxes ou des prix dans ce secteur, se traduit par une réduction de l'indice de Gini standard de $\Delta G = 0,391 * 0,226 * (0,79 - 1) * 1\% = -0,02\%$. L'impact d'une hausse de 10 % de ce type de dépense sera environ 10 fois supérieur, à $-0,2\%$, produisant un nouvel indice de Gini de 0,389.

Ceteris paribus, pareil résultat montre que l'État dispose d'un autre levier pour agir sur l'essor de l'inégalité urbaine. Le fait de stimuler les dépenses destinées à l'habitat via entre autres une réduction marginale des impôts et des taxes appliqués dans ce secteur diminuera vraisemblablement le niveau de l'inégalité.

Par rapport à la source de consommation « soins médicaux », force est de constater que tout changement dans sa dépense aura peu ou pas d'impact sur l'inégalité. En effet, avec une valeur de GIE proche de un aussi bien en 1991 qu'en 2001, toute augmentation ou réduction de la dépense afférente à ce poste budgétaire resterait neutre sur l'inégalité. Aussi importe-t-il de souligner que cette caractéristique n'est observée qu'au niveau de ce poste budgétaire et uniquement dans les villes.

Cependant, hormis cette spécificité, deux remarques importantes se dégagent de l'évolution de ce poste budgétaire. Premièrement, il a connu une augmentation de l'inégalité, telle que mesurée par l'indice de Gini standard, en passant de 51,8 % en 1991 à 56,8 % en 2001, ce qui est synonyme d'une concentration de plus en plus importante de ce type de dépenses. Deuxièmement, sa contribution relative à l'inégalité globale a accusé une recrudescence d'un point de pourcentage en passant de 7,9 % à 8,9 % entre 1991 et 2001. Si telle tendance se perpétue, cette source de consommation risque de devenir un facteur générateur

de l'inégalité dans la mesure où son élasticité-dépense de l'indice de Gini standard deviendra significativement supérieur à un.

Les autres postes budgétaires, « habillement », « équipement ménager », « transport et communication », « loisirs, culture et enseignement », « autres biens et services » et « dépenses non destinées à la consommation », présentent un GIE supérieur à un et affectent davantage la partie la plus aisée de la population (Lerman et Yitzhaki, 1984 ; Kakwani, 1995). Une hausse marginale de ces sources engendre une hausse du niveau de l'inégalité. Cependant, force est de constater que cet impact marginal de ces sources a perduré entre 1991 et 2001. Autrement dit, ces postes budgétaires se sont discernés par des GIE supérieurs à au cours de cette période. D'emblée, la valeur de l'élasticité de certaines sources ont tangiblement augmenté. Cette tendance est particulièrement observée au niveau des postes budgétaires « transport et communication », dont le coefficient GIE est passé de 1,44 en 1991 à 1,54 en 2001, et « autres biens et services » avec un GIE de 1,13 en 1991 versus 1,67 en 2001. Ce cas de figure se présente également au niveau de la source « dépenses non destinées à la consommation » dont le coefficient de l'élasticité a affiché une hausse importante en passant de 1,62 en 1991 à 1,78 en 2001.

Cette hausse des GIE entre 1991 et 2001 est indicatrice de l'affermissement de ces trois postes budgétaires comme des sources fortement génératrices de l'inégalité. Toute variation à la hausse (baisse) des dépenses afférentes à ces trois postes affecte davantage la partie la plus aisée de la population et entraîne une accentuation (réduction) de l'inégalité totale. Ainsi, une augmentation de 1 % des dépenses allouées à la source « transport et communication » se répercuterait par une augmentation de l'inégalité totale de 0,017 %. La même variation s'elle est appliquée à la source « dépenses non destinées à la consommation » se traduirait par une accentuation de l'inégalité totale de 0,012 %. Cette augmentation serait de 0,01 % si la dépense attribuée au poste budgétaire « autres biens et services » était augmentée de 1 %. Dans l'ensemble, soit une augmentation totale de l'inégalité de près de 0,04 %. Cette variation serait de l'ordre de 0,2 %, soit un indice de Gini standard en milieu urbain de 39,3%, si ces trois sources de consommation étaient augmentées de 5 %.

Quant aux autres postes budgétaires, leurs coefficients GIE n'ont pas connu des changements notables entre 1991 et 2001. C'est le cas des sources de consommation « habillement », « équipement ménager » et « loisirs, culture et enseignement ». Cependant, leur impact sur la variation de l'inégalité observée en 2001 demeure moins conséquent dans la mesure où une augmentation de 1 % de leurs dépenses se traduirait par une faible augmentation respectivement de 0,003 %, 0,004 % et 0,006 % de l'inégalité totale. Aussi importe-t-il de relever que ces trois postes budgétaires ont affiché une baisse de leurs parts respectives dans l'inégalité totale entre 1991 et 2001. Et ce contrairement à ce qui est observé pour les sources de consommation « transport et communication », « autres biens et services » et « dépenses non destinées à la consommation ».

Cas du milieu rural

Tout en accaparant plus de la moitié du budget des ménages ruraux, soit 54,7 % en 1991 contre 52,2 % en 2001, l'alimentaire se démarque par une inégalité réduite en comparaison avec les autres sources de

consommation, soit 29,1 % en 1991 et 29,5 % en 2001 %. Cette baisse dans le coefficient budgétaire a fait que sa contribution relative à l'inégalité totale a baissé de 46,9 % en 1991 à 43,6 % en 2001. En outre, avec un coefficient GIE inférieur à un, soit 0,86 en 1991 et 0,84 en 2001, l'alimentaire en milieu rural contribue à réduire l'inégalité totale. Ainsi, une augmentation de ce type de dépense soulage l'inégalité et sa réduction l'accroît.

Toutes choses égales par ailleurs, la baisse marginale de la subvention aux prix des denrées alimentaires, tout comme la hausse marginale des taxes ou prix qui leur sont appliqués, se traduirait par une augmentation de l'inégalité rurale. En revanche, une politique de subvention ou de maîtrise des prix conduira à une réduction de l'inégalité rurale. A titre illustratif, une augmentation de 1 % de la dépense alimentaire des ménages ruraux en 2001, en conséquence par exemple d'une détaxation des biens alimentaires, réduira l'indice de Gini de - 0,027 %. Cette baisse serait de l'ordre de - 0,27 % si l'augmentation de la dépense alimentaire était de 10 %.

Tableau 13

Décomposition de l'inégalité par source et élasticité dépense de l'indice de Gini standard ($\rho = 2$) Cas du milieu rural entre 1991 et 2001

Source de consommation	G_k		R_k		Coefficient budgétaire		Contribution absolue à G		Contribution relative à G		GIE	
	1991	2001	1991	2001	1991	2001	1991	2001	1991	2001	1991	2001
Alimentation	0,291	0,295	0,922	0,907	54,7	52,2	0,147	0,140	46,9	43,6	0,86	0,84
Habillement	0,609	0,629	0,663	0,601	5,9	4,3	0,024	0,016	7,6	5,1	1,29	1,18
Habitation	0,360	0,384	0,741	0,736	15,4	21,0	0,041	0,059	13,1	18,6	0,85	0,88
Équipement ménager	0,473	0,538	0,723	0,723	3,9	3,9	0,013	0,015	4,3	4,8	1,09	1,22
Soins médicaux	0,625	0,667	0,635	0,648	4,6	5,6	0,018	0,024	5,8	7,6	1,27	1,35
Transport et communication	0,748	0,712	0,639	0,702	4,7	5,6	0,023	0,028	7,2	8,8	1,53	1,56
Loisirs, culture et enseignement	0,689	0,664	0,596	0,525	3,0	1,8	0,012	0,006	4,0	2,0	1,31	1,09
Autres biens et services	0,676	0,883	0,593	0,671	5,6	2,8	0,022	0,017	7,2	5,2	1,28	1,85
Dépenses non destinées à la consommation	0,822	0,765	0,667	0,665	2,3	2,7	0,012	0,014	4,0	4,3	1,76	1,59

Source : Données de base de l'ENNVN 1991 et de l'ENCDM 2001, Direction de la Statistique, HCP. Calculs effectués par l'auteur.

Le deuxième poste budgétaire constituant une source de réduction de l'inégalité rurale est celui de l'habitat. En effet, avec un coefficient GIE de 0,85 en 1991 et de 0,88 en 2001, les dépenses attribuées à l'habitat sont considérées comme un élément redistributif important dans la mesure où leur augmentation entraîne une réduction de l'inégalité rurale, de telle sorte qu'une hausse marginale de cette source de 1 %, suite notamment à une baisse marginale des taxes ou des prix des biens et services de l'habitat, entraînerait à la baisse l'inégalité rurale de 0,008 %. La même hausse de 10 % de ces dépenses diminuerait l'indice de Gini de 0,08 %, avec un nouvel indice approximativement égal à 0,318. Si l'effet de cette augmentation des dépenses d'habitat s'avère limité, il n'est que le résultat d'une hausse de 2,1 % de la dépense moyenne totale en milieu rural.

Partant de ces constats, l'alimentaire et l'habitat constituent deux sources de consommation sur lesquelles le décideur peut agir pour compenser et atténuer l'impact sur l'inégalité totale due éventuellement à une hausse dans la dépense des sources de consommation génératrices de l'inégalité.

A l'encontre du milieu urbain, le poste budgétaire « soins médicaux » constitue une source qui tend à augmenter l'inégalité en milieu rural. De surcroît, cet effet a ostensiblement augmenté au fil du temps. En effet, le coefficient GIE des dépenses afférentes aux soins médicaux est passé de 1,27 en 1991 à 1,35 en 2001. En outre, force est de constater que l'inégalité de ces dépenses a enregistré une hausse importante en passant de 62,5 % à 66,7 % entre ces deux dates, d'une part, et, d'autre part, leur part dans la dépense totale a pareillement enregistré une hausse de près d'un point en pourcentage durant la même période. Ces changements, déjà importants, conduisent à conclure que cette source de consommation devient de plus en plus génératrice de l'inégalité rurale. Ainsi, un accroissement de 1 % des dépenses allouées aux soins de santé se répercuterait par une hausse de 0,006 % de l'inégalité totale. Cet impact serait de 0,06 % si cette augmentation était de 10 %, ce qui représente une augmentation de la dépense totale des ménages ruraux de près de 0,56 %.

Deux autres changements importants ressortent de la décomposition de l'inégalité rurale par source de consommation :

Le premier, relatif au poste budgétaire « équipement ménager », montre que la variation de la dépense afférente à cette source de consommation tend à augmenter l'inégalité rurale en 2001, soit un GIE de 1,22, alors que cette variation était presque sans effet inégalitaire en 1991, soit un GIE de 1,09. En amont de ce changement, il y a essentiellement la hausse de l'inégalité des dépenses afférentes à l'équipement ménager ; elle est passée de 47,3 % en 1991 à 53,8 % en 2001.

Le deuxième changement va à l'encontre du premier. Il indique que le poste budgétaire « Loisirs, culture et enseignement » est passé d'une étape où toute variation dans sa dépense agit sur l'inégalité rurale à une étape où cette variation n'affecte que faiblement la distribution totale. En effet, l'élasticité GIE de ce type de dépense est passée de 1,35 en 1991 à 1,09 en 2001. Parallèlement à cette baisse dans la valeur de l'élasticité, l'inégalité et le coefficient budgétaire relatifs à cette source de consommation, ont connu une baisse non moins importante. En effet, entre 1991 et 2001, l'inégalité a chuté de 68,9 % à 66,4 %, et le coefficient budgétaire de 3,0 % à 1,8 %.

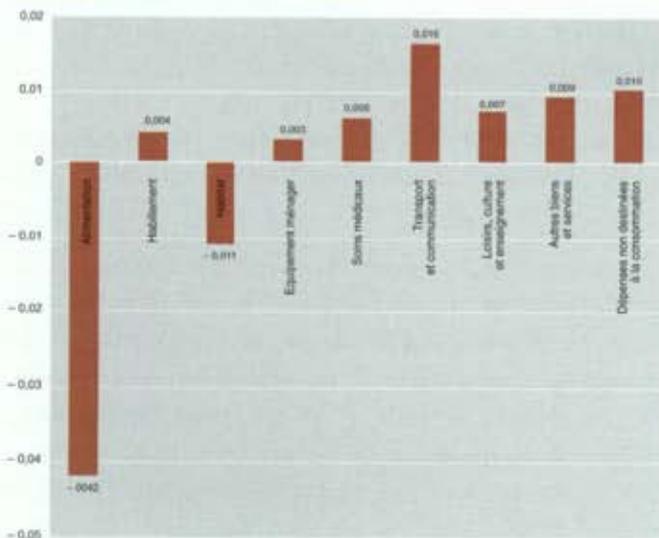
Quant aux autres sources de consommation, elles se distinguent par un coefficient GIE supérieur à un aussi bien en 1991 qu'en 2001. Chose pouvant témoigner de la persévérance de ces sources comme éléments générateurs de l'inégalité rurale. De tous ces éléments, le poste budgétaire « Transport et communication » s'érige comme le plus inégalitaire. Ainsi, une augmentation des dépenses afférentes à ce poste de 1 % fait augmenter l'inégalité rurale de + 0,01 %. Cet impact serait de +0,1 % si cette source de consommation était augmentée de 10 %. La deuxième position incombe au poste budgétaire « autres biens et services », dont l'impact sur l'inégalité rurale serait de + 0,008 % si la dépense attribuée à cette source est augmentée de 1 %. La source « dépenses non destinées à la consommation » s'approprie la troisième position en termes d'importance, de sorte qu'une augmentation de 1 % de sa dépense contribuerait à augmenter l'inégalité rurale de + 0,005 %.

Les mêmes tendances sont observées à l'échelle nationale

À l'échelle nationale, les mêmes tendances sont observées en termes d'évolution et d'impact des sources de consommation sur l'inégalité totale. Toujours est-il que l'alimentaire et l'habitat constituent deux sources de réduction de l'inégalité de telle sorte qu'une hausse marginale des dépenses afférentes à ces deux postes budgétaires, via notamment une baisse marginale de la taxe et/ou du prix ou une augmentation marginale de la subvention aux prix appliqués à ces deux sources de consommation, réduirait l'inégalité.

En effet, en 2001, une augmentation des dépenses alimentaires de 1 % réduirait l'inégalité totale de 0,042 %. Cette baisse serait de 0,42 % si ce type de dépenses était augmenté de 10 %, ce qui représente l'équivalent d'une augmentation de la dépense totale des ménages de près de 4,4 %. De même, une augmentation de 1 % des dépenses afférentes à l'habitat se traduirait d'une baisse de près de 0,01 % de l'inégalité totale. Cependant, il importe de signaler, comme c'est le cas en milieu urbain, que les dépenses de l'habitat ne sont devenues redistributives qu'en 2001 puisque son coefficient GIE (0,76) s'est largement situé en dessous de un. En revanche, avec un GIE qui est égal à 0,99 en 1991, ces dépenses étaient sans effet inégalitaire.

Impact d'une hausse marginale de 1 % des dépenses par source de consommation sur l'inégalité urbaine en 2001



Les coefficients GIE des autres postes budgétaires sont supérieurs à un aussi bien en 1991 qu'en 2001. Pareil constat souligne l'impact inégalitaire de ces sources de telle sorte qu'une augmentation de leurs dépenses serait génératrice d'inégalité totale. Parmi ces sources, le « transport et communication » est le plus inégalitaire dans la mesure où une hausse marginale de 1 % de ses dépenses se répercuterait d'une augmentation de près de 0,016 %. En deuxième lieu s'érige le poste budgétaire « dépenses non destinées à la consommation », dont l'augmentation marginale de 1 % se traduirait par une hausse de l'inégalité totale de 0,01 %.

Aussi importe-t-il de notifier que le coefficient GIE du poste budgétaire « autres biens et services » a connu une hausse importante en passant de 1,13 en 1991 à 1,63 en 2001. Par rapport à 1991, ce changement a fait que son impact sur l'inégalité est devenu trois fois plus important en 2001. En effet, cet impact est passé de 0,003 % en 1991 à 0,022 % en 2001, suite à une hausse marginale de 1 % des dépenses afférentes à cette source de consommation.

Cependant, étant donné que la comparaison de l'impact redistributif de divers programmes et politiques peut être sensible aux pondérations placées sur différents segments de la population. Il est primordial de tester la sensibilité de l'analyse politique aux pondérations distributionnelles implicitement utilisées dans la mesure de l'inégalité. Il s'agit notamment de modifier le schéma de pondération inhérent à l'indice de Gini standard. Le recours est donc fait à l'indice de Gini élargi au lieu de l'indice de Gini standard.

Cas de l'indice de Gini élargi ($\rho = 10$)

Si, par exemple, le décideur se place dans un cadre stratégique de lutte contre la pauvreté, il est nécessaire, pour évaluer les programmes et politiques, de s'intéresser de près à l'impact de ceux-ci sur les pauvres par opposition aux non-pauvres. Pour ce faire, il est possible à l'aide de l'indice de Gini élargi de placer une pondération supérieure sur la frange de la population qui se situe en bas de l'échelle de répartition de la consommation. Ainsi, pour un coefficient de pondération égal à dix ($\rho=10$), c'est le percentile 22 % de la répartition qui reçoit la pondération la plus importante, de telle sorte que les ménages et les individus les plus pauvres sont plus pondérés dans la distribution.

Tableau 14

Décomposition de l'inégalité par source de consommation et élasticité dépense de l'indice de Gini standard ($\rho = 2$) à l'échelle nationale entre 1991 et 2001

Source de consommation	G_k		R_k		Coefficient budgétaire		Contribution absolue		Contribution relative		GIE	
	1991	2001	1991	2001	1991	2001	1991	2001	1991	2001	1991	2001
Alimentation	0,322	0,336	0,917	0,916	0,455	0,435	0,135	0,134	34,2	33,0	0,75	0,76
Habillement	0,638	0,660	0,739	0,732	0,061	0,048	0,029	0,023	7,3	5,7	1,20	1,19
Habitation	0,460	0,434	0,847	0,823	0,174	0,221	0,068	0,079	17,2	19,4	0,99	0,88
Équipement ménager	0,581	0,616	0,805	0,771	0,043	0,039	0,020	0,018	5,1	4,5	1,19	1,17
Soins médicaux	0,617	0,636	0,775	0,765	0,067	0,076	0,032	0,037	8,1	9,1	1,22	1,20
Transport et communication	0,756	0,737	0,757	0,838	0,059	0,075	0,034	0,046	8,6	11,3	1,46	1,52
Loisirs, culture et enseignement	0,726	0,741	0,809	0,794	0,058	0,036	0,034	0,021	8,7	5,3	1,49	1,45
Autres biens et services	0,680	0,851	0,652	0,778	0,054	0,035	0,024	0,023	6,0	5,7	1,13	1,63
Dépenses non destinées à la consommation	0,853	0,835	0,734	0,807	0,029	0,036	0,018	0,025	4,7	6,0	1,59	1,66

Source : Données de base de l'ENNVN 1991 et de l'ENCDM 2001, Direction de la Statistique, HCP. Calculs effectués par l'auteur.

Partant de ce nouveau schéma de pondération et des implications qu'il sous-tend, la décomposition de l'inégalité par source de consommation et l'évolution des coefficients GIE entre 1991 et 2001, font ressortir les principaux traits suivants :

- En milieu urbain, toujours est-il que l'alimentaire se distingue par un GIE inférieur à un, et ce aussi bien en 1991 qu'en 2001, soit respectivement 0,87 et 0,88. Pareil constat corrobore le rôle égalitaire que peut jouer ce poste budgétaire de telle sorte qu'une hausse marginale de 1 % de sa dépense fait baisser l'inégalité urbaine de 0,033 %. Cependant, étant donné que l'indice de Gini élargi est égal à 0,681, cet impact serait moins important que dans le cas de l'indice de Gini standard (0,391), dont la baisse marginale serait de 0,036 % suite notamment à une augmentation marginale de 1 % des dépenses alimentaires. Autrement dit, toute effort redistributif à travers l'alimentaire serait plus bénéfique pour les non pauvres que pour les pauvres.

- Le rôle redistributif des dépenses afférentes à l'habitat se raffermir dans les villes lorsque la population pauvre est mieux pondérée. En effet, avec un coefficient GIE de 0,88 en 2001, cette source de consommation tend à réduire l'inégalité urbaine parmi les plus pauvres. Cependant son impact égalitaire reste pratiquement inchangé selon les indices de Gini généralisé et standard. Ce qui conduit à conclure qu'une hausse marginale des dépenses afférentes à ce poste via notamment une baisse marginale de la taxe ou du prix serait plus bénéfique à la population non pauvre qu'à la population pauvre.

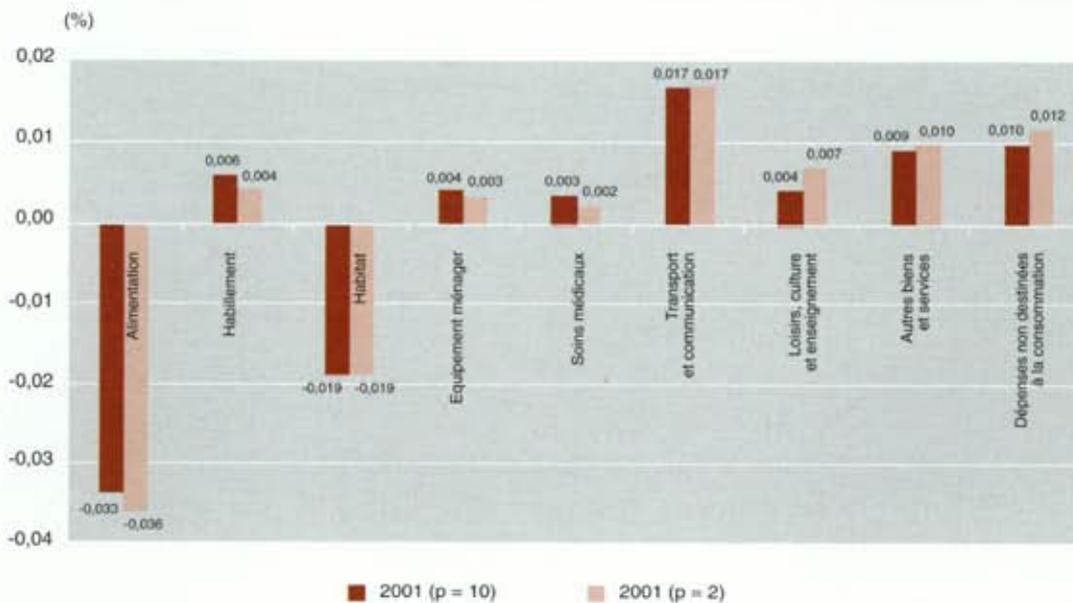
- Bien que ces deux constats corroborent donc le rôle redistributif de ces deux sources de consommation, et ce quel que soit la sensibilité des pondérations placées sur différents segments de la population, ils montrent, toutes choses égales d'ailleurs, que les efforts redistributifs canalisés par ces deux postes budgétaires réduiraient, certes, l'inégalité urbaine mais profiteraient beaucoup plus à la population non pauvre.

- Le changement opéré dans le schéma de pondération n'a pas affecté la consistance inégalitaire des autres sources de consommation. Pareil constat indique que toute variation à la hausse des dépenses afférentes aux postes budgétaires « transport et communication », « habillement », « loisirs, culture et enseignement », « autres biens et services » et « dépenses non destinées à la consommation », se traduirait par une accentuation de l'inégalité urbaine qui affecterait davantage les non pauvres que les pauvres.

- En milieu rural, les changements intervenus dans la pondération n'ont pas induis de modifications

subséquentes dans la contribution des différentes sources de consommation à l'inégalité rurale. Les dépenses afférentes aux postes budgétaires « alimentation » et « habitat » tendent à réduire l'inégalité. Cependant, vu l'importance de l'indice de Gini élargi (0,607) par rapport à celui de Gini standard (0,319), l'impact marginal d'une hausse des dépenses afférentes à ces deux postes budgétaires serait moins bénéfique aux ruraux les plus pauvres en comparaison avec les ruraux non pauvres.

Impact d'une hausse marginale de 1 % des dépenses par source de consommation sur l'inégalité urbaine en 2001 : une comparaison entre l'indice de Gini élargi et l'indice de Gini standard



- A l'instar du milieu urbain, l'impact marginal des postes budgétaires « transport et communication », « habillement », « autres biens et services », « équipement ménager », « soins médicaux » et « dépenses non destinées à la consommation » sur l'inégalité rurale n'a pas connu une variation importante suite à l'attribution à la population pauvre la pondération la plus élevée (cf. graphique 2.11). Tel constat indique que la modification de la pondération distributionnelle, implicitement utilisée dans la mesure de l'inégalité, ne s'est traduite pas par un changement conséquent pour la population pauvre, qu'il soit dans le sens de la hausse ou de la baisse de

l'inégalité rurale, de telle sorte que se sont les non pauvres qui en pâtissent plus.

En somme, bien que ces résultats puissent être sensibles au choix du schéma de pondération lorsque l'on évalue des programmes et politiques en fonction de leurs impacts en termes d'inégalité sur les différents segments de la population, la modification du schéma de pondération inhérent à l'indice de Gini standard, si nécessaire pour les besoins de la politique, sera toujours capable d'identifier l'impact des programmes et politiques sur les plus pauvres.

Impact d'une hausse marginale de 1 % des dépenses par source de consommation sur l'inégalité urbaine en 2001 : une comparaison entre l'indice de Gini élargi et l'indice de Gini standard

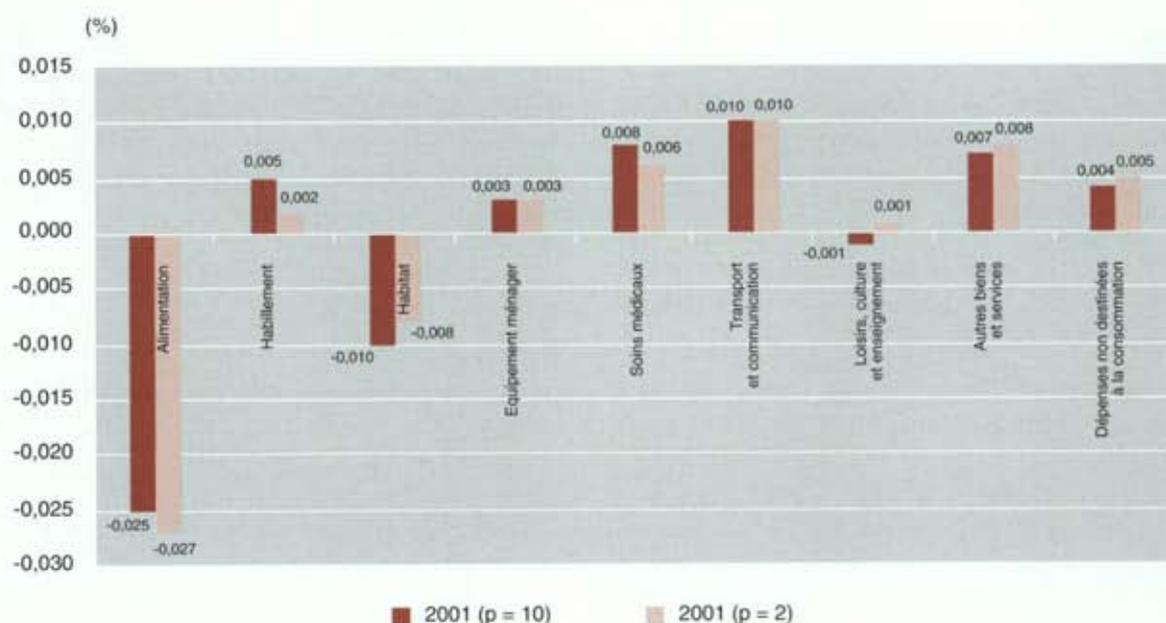


Tableau 15

Décomposition de l'inégalité par source et élasticité dépense de l'indice de Gini généralisé (rho = 10)
Cas du milieu urbain entre 1991 et 2001

Source de consommation	$G_K \cdot R_k$		Coefficient budgétaire		Contribution absolue		Contribution relative		GIE	
	1991	2001	1991	2001	1991	2001	1991	2001	1991	2001
Alimentation	0,603	0,596	0,403	0,400	0,243	0,239	35,2	35,0	0,87	0,88
Habillement	0,821	0,812	0,063	0,050	0,051	0,040	7,4	5,9	1,19	1,19
Habitat	0,641	0,597	0,185	0,226	0,119	0,135	17,2	19,8	0,93	0,88
Équipement ménager	0,765	0,776	0,045	0,038	0,035	0,030	5,0	4,4	1,11	1,14
Soins médicaux	0,735	0,722	0,079	0,083	0,058	0,060	8,4	8,8	1,06	1,06
Transport et communication	0,871	0,888	0,066	0,082	0,057	0,073	8,3	10,6	1,26	1,30
Loisirs, culture et enseignement	0,807	0,782	0,074	0,043	0,060	0,034	8,6	5,0	1,17	1,15
Autres biens et services	0,764	0,916	0,052	0,038	0,040	0,035	5,8	5,1	1,11	1,35
Dépenses non destinées à la consommation	0,841	0,917	0,033	0,040	0,028	0,037	4,1	5,4	1,22	1,35

Source : Données de base de l'ENNVM 1991 et de l'ENCDM 2001, Direction de la Statistique, HCP. Calculs effectués par l'auteur.

Tableau 16

Décomposition de l'inégalité par source et élasticité dépense de l'indice de Gini généralisé ($\rho = 10$)
Cas du milieu rural entre 1991 et 2001

Source de consommation	$G_K \cdot R_k$		Coefficient budgétaire		Contribution absolue		Contribution relative		GIE	
	1991	2001	1991	2001	1991	2001	1991	2001	1991	2001
Alimentation	0,547	0,557	0,547	0,522	0,299	0,290	50,6	47,8	0,93	0,92
Habillement	0,739	0,725	0,059	0,043	0,043	0,031	7,4	5,1	1,25	1,19
Habitat	0,494	0,557	0,154	0,210	0,076	0,117	12,9	19,3	0,84	0,92
Équipement ménager	0,621	0,682	0,039	0,039	0,024	0,027	4,1	4,4	1,05	1,12
Soins médicaux	0,719	0,755	0,046	0,056	0,033	0,043	5,6	7,0	1,22	1,24
Transport et communication	0,771	0,792	0,047	0,056	0,036	0,045	6,2	7,4	1,31	1,30
Loisirs, culture et enseignement	0,682	0,569	0,030	0,018	0,021	0,010	3,5	1,7	1,16	0,94
Autres biens et services	0,700	0,850	0,056	0,028	0,039	0,024	6,6	3,9	1,19	1,40
Dépenses non destinées à la consommation	0,825	0,753	0,023	0,027	0,019	0,020	3,2	3,3	1,40	1,24

Source : Données de base de l'ENNVN 1991 et de l'ENCDM 2001, Direction de la Statistique, HCP. Calculs effectués par l'auteur.

Tableau 17

Décomposition de l'inégalité par source et élasticité dépense de l'indice de Gini généralisé ($\rho = 10$)
à l'échelle nationale entre 1991 et 2001

Source de consommation	$G_K \cdot R_k$		Coefficient budgétaire		Contribution absolue		Contribution relative		GIE	
	1991	2001	1991	2001	1991	2001	1991	2001	1991	2001
Alimentation	0,59	0,60	0,46	0,43	0,27	0,26	0,39	0,38	0,86	0,87
Habillement	0,80	0,80	0,06	0,05	0,05	0,04	0,07	0,06	1,17	1,15
Habitat	0,65	0,66	0,17	0,22	0,11	0,15	0,17	0,21	0,96	0,95
Équipement ménager	0,74	0,75	0,04	0,04	0,03	0,03	0,05	0,04	1,07	1,08
Soins médicaux	0,81	0,81	0,07	0,08	0,05	0,06	0,08	0,09	1,19	1,17
Transport et communication	0,86	0,87	0,06	0,07	0,05	0,07	0,07	0,09	1,25	1,26
Loisirs, culture et enseignement	0,85	0,82	0,06	0,04	0,05	0,03	0,07	0,04	1,24	1,18
Autres biens et services	0,76	0,91	0,05	0,03	0,04	0,03	0,06	0,05	1,11	1,30
Dépenses non destinées à la consommation	0,87	0,87	0,03	0,04	0,03	0,03	0,04	0,05	1,28	1,26

Source : Données de base de l'ENNVN 1991 et de l'ENCDM 2001, Direction de la Statistique, HCP. Calculs effectués par l'auteur.

Au terme de cette analyse, il apparaît qu'un cadre d'analyse empirique focalisé sur l'inégalité a été établi pour dresser un bilan ne serait-ce qu'approximatif de l'évolution récente de l'inégalité au Maroc. Il se propose entre autres de tester la robustesse des résultats inférés relativement à différents segments de la répartition au regard des préférences sociales inhérentes à différentes pondérations attribuées aux différents points de la distribution. Procéder de cette façon a permis de réaliser une analyse de la pauvreté dans un cadre basé sur les indices d'inégalité et les fonctions de bien-être social qui leur sont associées.

Dans cette perspective, tous les changements observés ont fait l'objet de tests statistiques et d'analyse en termes de dominance stochastique. D'emblée, les résultats inférés ont été nuancés par segments de répartition. Ainsi, si la pondération avantage la population dont le niveau de vie est intermédiaire dans la répartition (cas de l'indice de Gini standard), l'analyse cardinale montre une tendance à la baisse des inégalités en milieu urbain sur les périodes 1985-1991 et 1985-2001. En revanche, entre 1991 et 2001 l'inégalité urbaine ne s'est pas significativement modifiée. Ces résultats ont également été corroborés par l'analyse ordinale. Elle montre que les distributions de 1991 et de 2001 sont préférées en termes d'inégalité et de bien-être à la distribution de 1985. Par contre, aucune dominance stochastique en termes d'inégalité n'a été relevée entre les distributions de 1991 et de 2001.

En milieu rural, si l'analyse cardinale a mis en évidence la stagnation des inégalités quelle que soit la période d'observation considérée, l'analyse ordinale, elle, met en exergue l'accentuation de l'inégalité entre 1991 et 2001 dans la mesure où la distribution de 1991 domine stochastiquement en inégalité la courbe de 2001. Cette exception, si révélatrice, est également relevée à l'échelle nationale dans la mesure où l'analyse ordinale met en exergue l'accentuation de l'inégalité au cours de la période 1991-2001, alors que l'analyse cardinale montre qu'il n'y a ni détérioration ni amélioration de l'inégalité.

La modification de la pondération distributionnelle de telle sorte à donner plus de poids à la population pauvre dans la mesure de l'inégalité (cas des indices de Gini

généralisé et d'Atkinson), montre que l'inégalité devient plus importante au fur et à mesure que l'on pondère davantage la queue gauche de la distribution. Ce changement dans la pondération a révélé une baisse de l'inégalité à l'échelle nationale sur les périodes 1985-2001 et 1985-1991, et en milieu rural entre 1985 et 1991. En revanche, il a révélé une accentuation de l'inégalité entre 1991 et 2001 aussi bien en milieu rural qu'au niveau national.

L'examen de la décomposition de la variation de l'inégalité en effet revenu et effet prix, a permis de dégager d'intéressants résultats. Parmi tous ces résultats, retenons, essentiellement, que l'augmentation des prix au fil du temps n'a pas manqué d'imprégner l'accentuation de l'inégalité. D'emblée, pareille constatation n'est pas propre à un milieu de résidence sans un autre, bien que le milieu rural soit le plus touché en termes d'inégalité par l'augmentation des prix.

Ensuite, l'impact de l'effet revenu est marqué par une certaine ambivalence, tantôt il contribue à la réduction de l'inégalité, tantôt il l'accentue. Néanmoins, il est important de signaler que la réduction de l'inégalité observée incombe essentiellement aux changements enregistrés dans les niveaux des revenus.

En dernier lieu, en attribuant une pondération plus importante à la population pauvre dans la distribution, la décomposition de la variation de l'indice de Gini généralisé fait ressortir une certaine constance dans les rôles joués par l'inflation et la croissance. Toujours est-il que l'effet revenu sur l'inégalité au sein des plus démunis connaît une certaine éviction due à l'inflation. Ce qui semble indiquer que le gain en termes d'égalité en faveur de cette catégorie de la population aurait été plus intéressant si l'augmentation des prix était plus maîtrisée.

La décomposition de l'inégalité par source de consommation a montré et la prépondérance et la persistance du rôle crucial de l'alimentaire dans la structure de l'inégalité. Avec une élasticité dépense de l'indice de Gini standard la plus petite, une croissance des dépenses afférentes à cette source de consommation tend à diminuer l'inégalité, alors que leur réduction contribue à son aggravation. En termes de politiques économiques, la baisse marginale de la

subvention aux prix des denrées alimentaires, tout comme la hausse marginale des taxes ou prix qui leur sont appliqués, se traduirait par une augmentation de l'inégalité. En revanche, une politique de subvention ou de maîtrise des prix conduira à la réduction de l'inégalité.

L'habitation est la deuxième source de consommation constituant une source importante de réduction de l'inégalité. Au fil du temps, ce poste budgétaire est devenu un élément fortement redistributif, de telle sorte qu'une hausse marginale des dépenses de cette source, suite notamment à une baisse marginale des taxes ou des prix des biens et services de l'habitat, entraînerait à la baisse l'inégalité.

Ces deux sources de consommation constituent un levier important sur lequel le décisionnaire pourrait agir pour compenser et atténuer l'impact sur l'inégalité

totale due éventuellement à une hausse dans la dépense des sources de consommation génératrices de l'inégalité, dont notamment « le transport et la communication », « les dépenses non destinées à la consommation », « autres biens et services », etc.

Encore est-il important de signaler que ces enseignements ne sont pas propres à un milieu sans un autre. D'emblée, ils demeurent insensibles aux pondérations placées sur différents segments de la population, en particulier si le schéma de pondération met l'accent sur la population en situation de pauvreté. Nonobstant, la sensibilité de l'analyse politique aux pondérations distributionnelles montre que les efforts redistributifs canalisés par l'alimentaire et l'habitation réduiraient, certes, l'inégalité mais profiteraient beaucoup plus à la population non pauvre qu'à la population pauvre. ■

Annexe 1

**Définition des indicateurs d'inégalité adoptés et leurs interprétations
Cas des indices de Gini standard, Gini généralisé et Atkinson**

Indice de Gini standard

De par sa construction, cet indice résume la courbe de Lorenz et mesure l'écart entre l'inégalité, représentée par cette courbe, et l'égalité parfaite, représentée par la diagonale. Plus la courbe de Lorenz s'éloigne de la diagonale plus l'acuité d'inégalité est importante. Pour comprendre certaines propriétés de cet indice, on considère les deux expressions suivantes dans le cas continu et dans le cas discret :

$$G = 2 \int_0^1 (p - L(p)) dp \quad (1)$$

$$G = 1 + \frac{1}{n} - \frac{2}{n^2 \bar{y}} (n y_1 + (n-1)y_2 + \dots + y_n) \text{ pour } y_1 \leq y_2 \leq \dots \leq y_n \quad (2)$$

Dans l'expression (1), $(p-L(p))$ représente l'écart entre une situation d'égalité parfaite (la droite à 45° qui représente le centile p) et la courbe de Lorenz qui traduit une situation d'inégalité. En attribuant un poids égal à 2 à tous ces écarts, l'indice de Gini s'exprime comme l'agrégation de ce déficit pour toutes les valeurs que peut prendre le percentile p entre 0 et 1. Sous l'hypothèse que chacun des déficits sont d'égale importance, l'indice de Gini standard calcule la distance moyenne entre les classes cumulées de population et leurs classes cumulées de niveau de vie (Duclos, 2002).

Le coefficient de Gini varie entre 0, qui traduit une égalité complète, et 1, qui indique une inégalité totale (une seule personne dispose du revenu; toutes les autres n'ont rien).

La deuxième expression met en évidence le lien entre la pondération du revenu/dépense et le rang qu'il occupe dans le classement des revenus/dépenses. En conséquence l'impact de tout transfert entre deux individus dépendra de nombres de personnes classées entre eux (Wolfelsperger, 1980). Etant donné que le nombre d'individus placés aux queues de la distribution est faible, relativement au reste de la population qui dispose des ressources de valeur intermédiaire, le coefficient de Gini reste faiblement sensible à toute redistribution de même montant entre individus riches ou pauvres (Wiles, 1970 in Wolfelsperger, 1980). Graphiquement, ce manque de sensibilité peut se traduire dans certains cas par un croisement de courbes de Lorenz pour différentes distributions sans que le coefficient de Gini change (Wolfelsperger, 1980).

Différentes interprétations intuitives peuvent être assignées à l'indice de Gini pour comprendre la signification de ce que l'on mesure. En voici deux interprétations :

(i) D'après Wodon et Yitzhaki (2002), la valeur de l'indice de Gini représente la différence attendue dans les revenus/dépenses de deux individus ou ménages choisis au hasard dans la population globale. Par exemple, un indice de 0,40 signifie que si le revenu/dépense moyen par habitant de la population est de 8000 dirhams, la différence attendue dans le revenu/dépense par habitant de deux individus choisis au hasard sera de 3 200 dirhams (40 % du revenu moyen de 8000 dirhams).

(ii) En termes de bien-être social, si les individus évaluent leur niveau de bien-être d'une part en termes absolus (c'est-à-dire le revenu ou la consommation dont ils disposent) et d'autre part en termes relatifs (de combien ils disposent par rapport aux autres), on peut représenter le niveau de bien-être social (W) dans une société comme étant égal au produit du revenu moyen (μ) multiplié par la soustraction de un et de l'indice de Gini (G), soit $W = \mu.(1 - G)$ (Sen, 1997 in Essamah-Nssah, 2000). Telle expression permet de réaliser des comparaisons intertemporelles sur le bien-être social qui dépendrait étroitement de l'évolution de l'indice de Gini et du revenu/consommation des ménages.

Cependant, l'indice de Gini standard ne reflète que le niveau d'inégalité globale, de telle sorte que deux courbes de Lorenz différentes peuvent susciter le même coefficient de Gini. En effet, une répartition qui présente de fortes inégalités du bas

de la courbe vers le milieu, peut engendrer le même coefficient qu'une autre qui les présente vers le haut de l'échelle de répartition (les quantiles les plus riches). Pour remédier à cette particularité, la pondération accordée par le coefficient de Gini standard a été révisée de telle façon qu'elle donne plus de poids aux queues de la distribution. Il s'agit d'une généralisation du coefficient de Gini standard.

Indice de Gini généralisé : S-Gini (Single-Parameter Gini)

Cet indice permet d'échapper au problème de pondération du coefficient de Gini standard qui avantage la population dont le niveau du revenu est intermédiaire dans la répartition. En variant le paramètre de pondération (ρ), le poids des queues de la distribution varie manifestement. Cette façon de procéder laisse entendre que la pondération peut s'interpréter comme une aversion pour l'inégalité qui reste dépendante aux différents jugements de valeur.

En partant des données individuelles, sa formule s'écrit :

$$SG(\rho) = \int_0^1 (p - L(p))K(p, \rho)dp$$

où : $L(p)$: est la courbe de Lorenz pour une distribution des revenus/dépenses ; comme définie ci-haut ;

$K(p, \rho) = \rho(\rho - 1)(1 - p)^{(\rho - 2)}$ est la fonction qui génère à différents percentiles p , les poids applicables aux distances entre les courbes de Lorenz et la droite à 45°. Cette fonction ne dépend que de la valeur du paramètre ρ (Araar et Duclos, 2006).

Pour chaque valeur de ce paramètre, on obtient une mesure S-Gini de l'inégalité caractérisée par un poids donné. En effet, plus la valeur de ρ augmente, plus les poids se déplacent vers les percentiles p les plus faibles. A la limite lorsque prend des valeurs avoisinant l'infini, la mesure de la distribution des revenus/dépenses ne se fait qu'à partir des percentiles des individus les plus pauvres (Araar et Duclos, 2006 ; Essama-Nssah, 2000).

On montre à l'aide d'une intégration par parties que $SG(\rho)$ peut s'écrire sous la forme suivante (Yitzhaki, 1985) :

$$\begin{aligned} SG(\rho) &= \frac{1}{\mu} \int_0^1 (\mu - Q(p)) \cdot \rho \cdot (1 - p)^{\rho - 1} dp \\ &= \frac{\rho}{\mu} \int_0^{+\infty} (\mu - Y) \cdot (1 - p)^{\rho - 1} f(Y) dy \\ &= -\rho \frac{\text{cov}(Y, (1 - p)^{\rho - 1})}{\mu} \end{aligned}$$

Dans le cas discret, l'indice $SG(\rho)$ s'exprime comme suit :

$$SG(\rho) = 1 - \frac{1}{\bar{Y}} \sum_{i=1}^n \left[\frac{(n - i + 1)^\rho - (n - i)^\rho}{n^\rho} \right] Y_i$$

Aussi, faut-il préciser que le paramètre ρ représente le paramètre d'extension de l'indice standard de Gini (Essama Nssah, 2000). En effet, pour la valeur de ρ égale à deux, le coefficient de Gini standard s'écrit comme suit :

$$SG(2) = 2 \frac{\text{cov}(Y, F(Y))}{\bar{Y}}$$

Etant donné que le coefficient ρ représente le paramètre d'extension de l'indice de Gini standard, sa variation détermine différents coefficients de pondération que l'indice de Gini accorde à différentes sous-populations. Il importe donc d'établir un lien entre ρ et la structure de pondération y inhérente. Yitzhaki (1994) a montré que le centile recevant la pondération la plus élevée est égale à :

$$P = 1 - \left(\frac{1}{\rho} \right)^{\frac{1}{\rho-1}}$$

Tableau

Percentile recevant la pondération la plus élevée de l'indice de Gini-généralisé

-	1,1	1,2	1,5	2,0	3,0	4,0	6,0	10,0	34,5	100,0
ρ	61,0	60,0	56,0	50,0	42,0	37,0	30,0	22,0	10,0	4,5

Source : Yitzhaki (1994).

Ce tableau indique que lorsque le coefficient d'aversion pour l'inégalité est compris entre 1 et 2, la structure de pondération accorde un poids plus important aux revenus/dépenses supérieur(e)s au revenu/dépense médian(e). Au fur et à mesure que ce coefficient se situe au-delà de deux, les revenus/dépenses classés au dessous de la médiane reçoivent une pondération de plus en plus importante. Et partant, toute interprétation objective du coefficient de Gini, et les implications redistributives qu'il sous-tend, devrait se référer aux coefficients de pondération qu'accorde cet indicateur aux différentes sous-populations classées au bas ou au milieu ou au haut de l'échelle de répartition.

Indice d'Atkinson

Cet indicateur offre la possibilité d'incorporer un jugement de valeur en matière de répartition, relatif à l'utilisateur de l'indicateur. Cette particularité permet d'échapper aux pondérations implicites et éventuellement non désirables imposées par les indicateurs classiques de l'inégalité. Cependant, l'indicateur d'Atkinson reste invariant à toute variation équi-proportionnelle de tous les revenus/dépenses (homogénéité du degré 0).

Il se mesure comme suit :

$$A(\epsilon) = \frac{\bar{X} - X(\epsilon)}{\bar{X}} \quad \text{avec} \quad X(\epsilon) = \left[\frac{1}{n} \sum_1^n (X_i)^{1-\epsilon} \right]^{\frac{1}{1-\epsilon}}$$

Telle expression indique que l'indice d'Atkinson mesure la proportion per capita de niveaux de vie qui est gaspillée en termes sociaux en raison d'une distribution inégale (Atkinson, 1970 in Essama-Nssah, 2000). La société dans son ensemble aurait un niveau de bien-être agrégé supérieur advenant une distribution plus égale par une simple proportion $(1 - A(\rho))$ du niveau de vie agrégé (Duclos, 2002).

Reste à noter que le coefficient de pondération ρ représente l'élasticité de l'utilité marginale par rapport au revenu. Plus grand est la valeur de cet indicateur, moins la fonction du bien-être social tolérera l'inégalité dans la répartition des revenus. Par conséquent, ce coefficient est synonyme du degré d'aversion pour l'inégalité (Araar et Duclos, 2006 ; Essama-Nssah, 2000).

Deux cas particuliers de cet indice méritent d'être soulignés. Lorsque le coefficient de pondération est égal à zéro, l'indice d'Atkinson s'annule et le coût moyen d'élimination de l'inégalité serait également nul. Dans ce cas, la comparaison des distributions se fait uniquement sur la base de leurs moyennes. Si ce coefficient prend des valeurs importantes, le bien-être social dépend uniquement de l'importance des plus pauvres, voire du membre le plus pauvre, c'est le critère de Rawls (Lambert 1993).

Annexe 2

Présentation de l'approche de la dominance stochastique en inégalité

Pour expliciter cette approche, soit à considérer deux distributions de revenus/dépense A et B, définies dans le domaine non négatif. Posons que :

$$D_A^1(x) = F_A(x) \text{ et } D_A^s(x) = \int_0^x D_A^{s-1}(y)dy = \int_0^x F_A^{s-2}(y)dy \text{ pour tout } s \geq 2$$

D'après Davidson et Duclos (2000), $D_s(x)$ peut s'exprimer comme suit :

$$D_A^s(x) = \frac{1}{(s-1)!} \int_0^x (x-y)^{s-1} dF(y)$$

La distribution A est dite dominée de manière stochastique à l'ordre s si $D_A^s(x) \geq D_B^s(x)$ pour tout $x \in \mathfrak{R}^+$. A supposer qu'un seuil de pauvreté est défini à un niveau de revenu/dépense $z > 0$, alors, la distribution B domine stochastiquement A à l'ordre s pour le seuil de pauvreté défini si : $D_A^s(x) \geq D_B^s(x)$ pour tout $x \leq z$.

Dans le domaine de la comparaison stochastique en termes d'inégalité, l'approche primale est basée sur la notion de la courbe de dominance stochastique normalisée par le paramètre $l\mu$ avec $l \in [1^-, 1^+]$ et μ représente la moyenne de la distribution. Elle est définie comme suit :

$$\overline{D^s}(l\mu) = \frac{1}{(s-1)!} \int_0^1 \left(\frac{g(p, l\mu)}{l\mu} \right)^{s-1} dp \text{ avec } g(p, l\mu) = \max(l\mu - Q(p), 0)$$

Quant à $Q(p)$, il représente le niveau de vie mesuré par Y en dessous duquel on retrouve une proportion de la population. Pour $p \in [0, 1]$, le quantile $Q(p)$ peut être défini de deux façons : $Q(p) = F^{-1}(p)$ ce qui est équivalent à $F(Q(p)) = p$.

Nous verrons dans le chapitre III que cette expression peut être simplifiée en prenant la forme réduite suivante :

$$\overline{D^s}(l\mu) = \frac{1}{(s-1)!} P(z = l\mu, \alpha = s-1)$$

Telle expression veut dire que l'estimation de la courbe de dominance normalisée est équivalente à l'estimation des indices de pauvreté normalisés pour un seuil de pauvreté égal à $l\mu$ et un coefficient d'aversion à la pauvreté de μ (Araar et Duclos, 2006 ; Duclos, 2002).

Quant à l'approche duale, elle est fondée sur deux notions, les déficits de pauvreté normalisés et la dominance au sens de Lorenz :

La première notion est fondée sur l'évaluation de l'expression :

$$\frac{g(p, l\mu)}{l\mu} = \frac{\max(l\mu - Q(p), 0)}{l\mu}$$

Et ce, pour toute proportion cumulée de la population (p) entre 0 et 1.

La dominance au sens de Lorenz utilise la courbe de Lorenz pour comparer l'inégalité entre deux ou plusieurs distributions. Cette notion indique que la courbe de Lorenz de la distribution dominée est au dessous de celle de la distribution dominante.

Autrement dit, $L_A(\rho) \leq L_B(\rho) \forall \rho$: la proportion cumulée de la population, les points de la courbe de la distribution dominée ne se trouvent nulle part au dessus de ceux représentant la courbe de la distribution dominante. En telle situation, on peut dire la distribution dominée est plus inégale que la distribution dominante.

Partons de ces considérations d'ordre théorique, on peut formuler les approches primale et duale de la dominance stochastique d'inégalité au premier et au second ordres comme suit :

Approche primale : dominance d'inégalité au premier ordre

Les conditions suivantes sont équivalentes

1. $I_A - I_B \geq 0$ pour tout indice respectant les principes de cohérence par rapport aux sous-populations, d'homogénéité de degré 0 et de transférabilité au sens de Pigou-Dalton (transférabilité 1) ;
2. $\bar{D}_A^1(\lambda\mu_A) \geq \bar{D}_B^1(\lambda\mu_B)$ pour tout μ compris entre 0 et 1.

Interprétation normative : la dominance stochastique au premier ordre s'interprète en termes de bien-être social. Ce qui suppose que la population est socialement homogène dans le sens que seules les différences de revenu sont socialement significatives et préfère le plus (de revenu) au moins. Dans ces conditions, dire que la distribution B domine stochastiquement la distribution A revient à dire que toute personne utilitariste, attribuant une utilité marginale positive au revenu, préfère la distribution B à la distribution A. Autrement dit, l'amélioration du bien-être sera unanimement préférée par toute personne utilitariste (Essama-Nssah, 2000).

Approche primale : dominance d'inégalité au second ordre

Les conditions suivantes sont équivalentes

1. $I_A - I_B \geq 0$ pour tout indice respectant les principes de cohérence par rapport aux sous-populations, d'homogénéité de degré 0, de transférabilité au sens de Pigou-Dalton (transférabilité 1 et transférabilité 2) ;
2. $\bar{D}_A^2(\lambda\mu_A) \geq \bar{D}_B^2(\lambda\mu_B)$ pour tout $\lambda \in [0, \infty[$

Interprétation normative : lorsque la distribution B domine A stochastiquement au second ordre, toute personne utilitariste préfère B à A, et que le bien-être inhérent à la distribution B dépend beaucoup plus d'une répartition plus égale et approuve un transfert des plus riches aux plus pauvres (Essama-Nssah, 2000).

Approche duale : dominance d'inégalité au premier ordre

Les conditions suivantes sont équivalentes

1. $I_A - I_B \geq 0$ pour tout indice respectant les principes de cohérence par rapport aux sous-populations, d'homogénéité de degré 0 et de transférabilité au sens de Pigou-Dalton (transférabilité 1) ;
2. $\frac{g_A(p, I\mu_A)}{I\mu_A} \geq \frac{g_B(p, I\mu_B)}{I\mu_B}$ pour tout $p \in [0, 1]$

Approche duale : dominance d'inégalité au second ordre

Les conditions suivantes sont équivalentes

1. $I_A - I_B \geq 0$ pour tout indice respectant les principes de cohérence par rapport aux sous-populations, d'homogénéité de degré 0 (8), de transférabilité au sens de Pigou-Dalton (transférabilité 1 et transférabilité 2) ;
2. $L_B(\rho) \geq L_A(\rho)$ pour tout $\rho \in [0, 1]$.

(8) L'augmentation ou la baisse des revenus/dépenses des ménages par le même pourcentage ne fait pas varier le coefficient de l'inégalité.

Références bibliographiques

- Adams R.H.J. (1994), « Nom-Farm Income and Inequality in Rural Pakistan : A Decomposition Analysis », *The Journal of Development Studies* 31(1).
- Araar A. (2002), « L'Impact des Variations des Prix sur les Niveaux d'Inégalité et du Bien-être : une Application à la Pologne Durant la Période de Transition », *L'Actualité Economique/Revue d'Analyse Economique*, 78, 221-42.
- (1998), *Le Bien-être des Ménages et la Transition Economique en Pologne*, thèse de doctorat, Département d'économique, Université Laval.
- Banque Mondiale (2001), *Mise à Jour de la Pauvreté*, Volume II : Annexes, Rapport n° 21 506-MOR.
- Chauvel L. (1995), « Inégalités singulières et plurielles : l'évolution de la courbe de répartition des revenus », *Revue de l'OFCE*, n° 55, p. 211-240.
- Davidson R. et J. Y. Duclos (2000), « Statistical Inference for Stochastic Dominance and for the Measurement of Poverty and Inequality », *Econometrica* n° 68, 1435-1465 in J.-Y. Duclos (2002), *Poverty and Equity : Theory and Estimation*, Département d'économique and CREFA, Université Laval, Canada.
- Duclos J.-Y. et A. Araar (2006), *Poverty and Equity : Measurement, Policy and Estimation with DAD*, Published by Springer et International Development Research.
- Duclos J. Y. (2002) *Poverty and Equity : Theory and Estimation*, Département d'économie and CREFA, Université Laval, Canada.
- Kakwani N. (1995), « Income Inequality, Welfare, and Poverty An Illustration Using Ukrainian Data », Washington D.C. : Banque Mondiale. *Document de travail de recherché sur les politiques*, n° 1411.
- (1990), « Poverty and Economic Growth with Application to Côte d'Ivoire », Living Standards Measurement Study (LSMS). *Working Paper* n° 63. Washington D.C. : The World Bank.
- Labroude N. et K. Souidi (2006), « Regards sur les méthodes de collecte des données sur l'emploi » in *Les Cahiers du Plan* n° 13, Haut Commissariat au Plan, Rabat.
- Lambert P.J. (1993), *The Distribution and Redistribution of Income : A Mathematical Analysis*. Manchester : Manchester University Press.
- Lanjouw P. et al. (1994), « Income Inequalities in China : Evidence from Household Survey Data », *World Development* 22(12), p.1947-1957.
- Lerman R. et S. Yitzhaki (1984), « A Note on the Calculation and Interpretation of the Gini Index », *Economics Letters* 15 : 363-68.
- Sen A. (1997), *On Economic Inequality*, Oxford : Clarendon Press in Essama Nssah B. (2000), *Inégalité, Pauvreté et Bien-être Social*, De Bæck Université, Bruxelles.
- Essama-Nssah B. (2000), *Inégalité, Pauvreté et Bien-être Social*, De Bæck Université, Bruxelles.
- Ravallion M. (1992), « Poverty Comparisons, A Guid to Concepts and Method », LSMS, *Working Paper*, n° 88.
- Reardon T. and J.E. Taylor (1996), « Agroclimatic Shock, Income Inequality, and Poverty: Evidence from Burkina Faco », *World Development* 24(5).
- Shand R.T. (1987), « Income Distribution in a Dynamic Rural Sector : Some Evidence from Malasia », *Economic Development and Cultural Change* 36 (1987), p. 35-50.
- Souidi K. (2007), « Le triangle croissance économique, inégalité et pauvreté » (2007), in *Les Cahiers du Plan* n° 13, Haut Commissariat au Plan, Rabat.
- (2006), « Croissance économique, emploi et dynamique de la pauvreté : cas du Maroc », Communication présentée au séminaire interrégional sur Economic growth, employment and poverty reduction, organisé par le ILO et UNDP, Caire 21-23 novembre.
- Souidi K. et A. Zerrari (2006), « Mesure de la Pauvreté : Approche per Capita versus Approche Equivalent-adulte », *Les Cahieirs du Plan* n° 7, Haut Commissariat au Plan, Rabat.
- Souidi K. (2005), « Inégalités sociales au Maroc : Méthodes de mesure et résultats », Communication

présentée au séminaire national sur Les résultats de l'enquête nationale sur la consommation et les dépenses des ménages marocains, Rabat.

(2002), « Essai d'Estimation du Coût de l'enfant : cas du Maroc », Communication présentée au Colloque International de Dakar « Enfants d'Aujourd'hui-Diversité des Contextes-Pluralité des Parcours », AIDELF, Dakar.

Stark O., J. Taylor, and S. Yitzhaki (1986), « Remittances and Inequality », *Economic Journal*, 96 (383) : 722-40 in Wodon Q. et S. Yitzhaki (2002), « Inequality and Social Welfare » in J. Klugman, ed.,

Poverty Reduction Strategy Papers Sourcebook, Washington, DC : The World Bank.

Wolfelsperger A. (1980), *Economie Des Inégalités de Revenus*, Presses Universitaires de France.

Wodon Q. et S. Yitzhaki (2002), « Inequality and Social Welfare », in J. Klugman, ed., *Poverty Reduction Strategy Papers Sourcebook*. Washington, DC : The World Bank.

Yitzhaki S. (1994), « Economic Distance and Overlapping of Distributions », *Journal of Econometrics* 61, 147-169.

Abonnement annuel

I. Abonnement ordinaire

- Prix : 15 Dh x 6 = 90 Dh
- Frais d'envoi : 15 Dh x 6 = 90 Dh

II. Abonnement de soutien

- 400 Dh et plus par an

Pour vos abonnements :
Contactez le CND (Centre National de Documentation)

Exclusion, inégalité et pauvreté

La transition sociale et ses déterminants



Par Mohamed
DOUIDICH, HCP

Cette étude examine les facteurs de contrôle de l'évolution de l'ensemble constitué de l'exclusion, l'inégalité et la pauvreté, en vue d'aider à la construction d'un paysage social meilleur. Partant de l'interrelation entre ces faits sociaux, cet article s'interroge d'abord sur les seuils socialement tolérables auxquels ils devraient converger dans les années à venir. Il montre, par la suite, que les coûts économiques et sociaux de la pauvreté sont déjà considérables et qu'ils continuent à handicaper l'ensemble des composantes de la société, à moins que ne soient édifiés les fondements d'un futur inclusif des perdants du processus de développement. La construction de ce futur se réfère ici à un diagnostic, atouts et faiblesses des expériences nationales, passées et récentes, du développement. Elle se fonde par la suite sur les germes de changement et de rupture avec les facteurs du statisme social dont notamment la rigidité des structures éducative, économique et sociale vis-à-vis de l'inclusion des composantes pauvres de la société.

Les données socio-économiques dont notamment celles reconstituées à partir du Rgph 2004 fondent les conclusions de ce diagnostic. Elles montrent par ailleurs que, contrairement à ce que stipulent certaines théories, la croissance économique et l'inégalité ne suffisent pas à elles seules de configurer les perspectives de la pauvreté. Les facteurs de changement qui conduiraient à la réalisation de l'objectif de 'pauvreté zéro' et d'indices socialement tolérables, d'inégalité et d'exclusion, s'étendent au développement humain, au développement social, à l'égalité des chances vis-à-vis de l'emploi des diplômés et à l'éradication de l'habitat sommaire. L'apport de ces facteurs à la réduction de la pauvreté se modifie d'une commune à une autre, en fonction de l'incidence de la pauvreté. Il montre que la lutte contre la pauvreté et ses corollaires l'inégalité et l'exclusion gagnerait à être localement repensée et qu'en général, le développement humain et l'équité sociale sont les clés du futur souhaitable du paysage social national.

La population pauvre constitue, de par sa position dans l'échelle sociale, ses contraintes de survie et son pouvoir revendicatif, voire politique, un chaînon social, certes faible, mais potentiellement dangereux pour l'avenir du pays. En fait, la pauvreté ne se réduit pas à un simple déficit numérique des revenus et des aptitudes humaines d'une fraction de la population. Elle s'inscrit, au-delà de la fracture sociale qu'elle creuse, parmi les facteurs d'échec des transitions économique, sociale et politique. Tel est l'enseignement fondamental des invariants et des tendances lourdes propres aux pays où la pauvreté est massivement répandue (1).

C'est justement pour aider à la construction d'un paysage social national meilleur que cet article procède à une approche prospective de l'ensemble constitué de

la pauvreté, de l'exclusion sociale et de l'inégalité. Le but est de recenser les variables, influantes et dépendantes, orientant l'évolution de cet ensemble vers la réalisation de l'objectif de la "pauvreté zéro", assorti d'indices d'inégalité et d'exclusion tolérables.

L'approche adoptée consiste à analyser, à la première section, l'exclusion sociale, l'inégalité et la pauvreté du point de vue concepts, interrelations et seuils tolérables, et à en déduire la nécessité de focaliser l'analyse sur la pauvreté en tant que fait social déterminé, entre autres, par l'inégalité et l'exclusion. Partant de ce constat, les coûts économiques et sociaux

(1) Cas des pays de l'Afrique subsaharienne où le taux de pauvreté dépasse 60 %. Cf. CEA (2006) : « Stratégies nationales de réduction de la pauvreté et de mise en œuvre des OMD », Document de réflexion.

de la pauvreté, évalués à la section 2, montrent que la réduction de la pauvreté est un investissement porteur et un facteur de cohésion sociale. La façon dont les approches passées de développement social ont conduit cet investissement fait l'objet d'une évaluation rétrospective à la section 3. Les germes de changement et de rupture avec ces approches de développement sont présentés à la section 4. Enfin, les facteurs de changement qui conduiraient à la construction d'un paysage social national souhaitable sont analysés à la section 5 en termes de contribution à la réduction de la pauvreté.

Exclusion sociale, inégalité et pauvreté : concepts, interrelations et seuils tolérables

L'approche universelle de la pauvreté renvoie à une condition de privations humaines, sociales et économiques et à une perte d'identité, dues notamment à l'insuffisance des opportunités et des ressources nécessaires à l'insertion sociale et à la couverture des besoins de base. Le concept de la pauvreté relative, adopté par le HCP (2), colle parfaitement à cette approche. Il mesure la pauvreté par le biais de la limite supérieure de ses seuils, rendant compte de ses formes alimentaires, absolues et relatives. Les personnes affectées par l'extrême pauvreté et la précarité sociale dont notamment les sans abri, font systématiquement partie des populations pauvres identifiées par ce concept.

L'exclusion sociale (3) élargit ce concept à la population qui n'est pas systématiquement pauvre mais qui accumule les risques de la pauvreté. Elle est approchée ici par la vulnérabilité à la pauvreté relative. Cette vulnérabilité est, à la fois, sociale et économique, dans la mesure où elle résulte d'une série de facteurs de diverses natures. Il s'agit de l'insuffisance des aptitudes humaines et du capital social, du chômage chronique, du sous emploi de longue durée, de la fécondité délibérée, de l'inégalité des chances, des chocs exogènes et familiaux, de la dégradation de l'environnement, des conditions sommaires d'habitat et des incapacités physique et mentale.

Le concept d'égalité renvoie, de son côté, à la justice sociale, inscrite dans les politiques publiques et dans les revendications sociales. La mesure de l'inégalité

s'y réfère aux indices (Gini et rapport inter déciles) de la répartition sociale des revenus, intimement associée à l'équilibre social et spatial de l'investissement dans les aptitudes humaines et dans les capacités territoriales de développement et de croissance. Faute de données sur les revenus, les dépenses de consommation des ménages, exprimées par habitant, sont utilisées, comme indicateur des revenus disponibles (4).

L'interrelation entre la pauvreté, l'exclusion sociale et l'inégalité, ainsi mesurées, est manifeste. L'inégale répartition spatiale et sociale de l'investissement dans les aptitudes humaines (éducation et santé) et dans les infrastructures sociales et économiques conduit à l'exclusion sociale. En renforçant le pouvoir productif d'une frange d'individus au détriment du reste de la population, l'inégalité de cette répartition prive les populations cibles des facteurs de revenu, estompe leur ascension sociale et donnent lieu, à long terme, à l'exclusion sociale. Cette dernière s'identifie, dans ces conditions, à un processus d'accumulation des risques économiques, sociaux et spécifiques, et engendre, au moins, un appauvrissement relatif.

Cette interrelation montre que les inégalités sociales sont, à la fois, cause et effet de l'exclusion sociale qui conduit, à son tour, à la pauvreté sous ses diverses formes (humaine et monétaire). Comme on devrait s'y attendre, la pauvreté relative est négativement corrélée aux inégalités sociales, et positivement associée à l'exclusion sociale approchée par la vulnérabilité(5).

(2) Pour plus de détails sur les définitions de la pauvreté, de la vulnérabilité et de l'inégalité, cf. HCP (2005) : *Pauvreté, développement humain et développement social : données cartographiques et statistiques*, Rgph 2004. Cf. aussi : HCP (2006) : « Mesure de la pauvreté », *Les Cahiers du Plan*, n° 9.

(3) La notion d'exclusion sociale a considérablement évolué au cours des trente dernières années. De la définition pratiquée aux années 1970, « handicapés physiques et mentaux, invalides âgés, drogués, délinquants, etc. », cette notion s'élargit aujourd'hui à la disqualification, à la relégation ou encore à la désaffiliation, considérées comme une menace pesant sur certaines populations.

(4) Les dépenses de consommation des ménages englobent et les dépenses courantes et les sorties d'argent dues notamment aux transferts versés et aux impôts et taxes non liés à l'exercice d'une activité professionnelle.

(5) Au niveau communal (RGPH 2004), la corrélation de Pearson entre la pauvreté et la vulnérabilité (0,802), la pauvreté et l'indice de Gini (-0,283) et aussi entre la vulnérabilité et l'indice de Gini (-0,587) est significative au niveau 0,01 (bilatéral).

En fait, l'inégalité et l'exclusion au sens de la vulnérabilité s'inscrivent, à côté du développement humain et de la croissance économique et sociale, parmi les déterminants clés de la pauvreté. Dans la suite de l'étude, elles sont considérées en tant que telles. Leur interaction avec la pauvreté, notamment sous formes de complémentarité et de substitution, pose le problème de la détermination des seuils de tolérance globale auxquels elles doivent converger. En tout état de cause, dans les décennies à venir, le Maroc est appelé à éradiquer le cumul de la pauvreté héritée du passé et à faire face à l'émergence de nouvelles formes de pauvreté. Face à de tels défis, les niveaux d'inégalité et de vulnérabilité, qui sont vraisemblablement "socialement souhaitables", sont ceux qui conduiraient à la concrétisation de l'objectif de la "pauvreté zéro", assimilé dans le reste de l'étude à l'incidence résiduelle, voire tolérable de la pauvreté relative. La section suivante aborde la réalisation de cet objectif en termes de coût et de manque à gagner pour la collectivité, montrant par ailleurs que la réduction de la pauvreté est, en retour, une réduction des inégalités.

Réduction de la pauvreté, de l'inégalité et de l'exclusion : coût manque à gagner

Cette section montre que la lutte contre la pauvreté doit être appréciée aussi bien en termes d'impact budgétaire qu'en termes de manque à gagner, et qu'elle peut être perçue comme un investissement dans le développement de l'ensemble des composantes de la société. En fait, au delà de son incidence numérique et de son vécu, la pauvreté ne peut être indéfiniment niée en tant que frein réel au développement de l'ensemble de la société et, surtout, en tant que fait social susceptible d'être atténué comme le montre l'expérience du développement des régions du sud (6) du pays. Ses coûts d'élimination s'identifient à un investissement fort prometteur en matière de développement humain, de croissance économique, de cohésions sociales et de modernisation de la société.

Dans le domaine économique, le coût de l'objectif "pauvreté zéro" (7) est de quelque 5,5 % du PIB annuellement. Majoré par les subventions alimentaires, ce coût représente 6,4 % du PIB, soit l'équivalent du

budget annuel que consacre le pays à l'enseignement, la formation et la recherche scientifique. Sur le plan du manque à gagner, en l'absence de la pauvreté monétaire, la demande des ménages aurait été révisée à la hausse de 8,5 % (8).

Les coûts sociaux de la pauvreté sont beaucoup plus profonds. Ils s'expriment à travers l'incapacité d'une large frange de la population à se prendre en charge dans le domaine du logement, à s'insérer dans le marché du travail et, enfin, à tirer les avantages espérés des investissements publics dans la santé, l'éducation – formation et les infrastructures sociales et économiques (9). En tout état de cause, les coûts d'opportunité d'une insertion efficace dans ces domaines ne sont pas à la portée d'une population hantée par la satisfaction des besoins alimentaires les plus contraignants (10).

Les implications de l'inégal accès aux investissements sociaux sur le développement humain et les disparités sociales sont considérables. En l'absence de la pauvreté monétaire et de ses retombées sur les revenus et les

(6) De 1984 à 2004, le taux de pauvreté dans les régions du sud a reculé du niveau le plus élevé à l'échelle nationale (29,4 %) à une performance régionale (9,0 %).

(7) En l'absence d'un ciblage parfait des pauvres, l'élimination de la pauvreté monétaire pendant une année entière nécessite un apport de ressources, équivalent, au moins, au produit : [déficit moyen des revenus des individus pauvres] x [effectif de la population]; les calculs étant basés sur les données de 2001 (Enquête sur la consommation et Comptes nationaux). Le coût ainsi approché est économiquement insoutenable, en raison de l'impact démesuré d'un tel transfert de ressources sur les autres paramètres économiques comme l'investissement public, l'inflation, l'importation, etc.

(8) Calculs fondés sur les données de l'Encdm 2001, basés sur l'alignement de la consommation des ménages pauvres au seuil de la pauvreté relative.

(9) Cf. ci-après l'effet de la pauvreté sur le risque de chômage. La pauvreté exprimée à travers l'incapacité financière des ménages décourage 52 % des consultations médicales, explique 55,4 % des cas de déscolarisation (HCP (2000) : Analyse du profil et de la dynamique de la pauvreté) et est, manifestement, à l'origine du logement de 8,2 % de ménages urbains dans des habitations sommaires (HCP (2005) : Résultats du RGPH 2004).

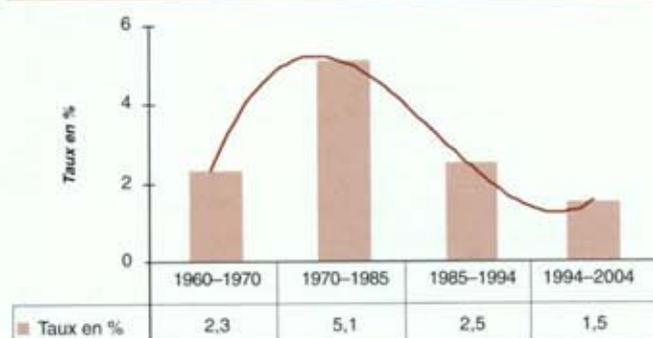
(10) L'élasticité consommation alimentaire – dépense totale tend vers l'unité (0,92) pour les populations pauvres, montrant que la satisfaction des besoins alimentaires est extrêmement préoccupante parmi ces populations (Modèle de demande AIDS, données de l'ENCMD 2000/2001).

aptitudes humaines, le Maroc aurait enregistré en 2004 un IDH (de l'ordre de 0,700) supérieur de 8,3 % et un indice d'inégalité (rapport inter déciles) réduit de 60 % (11). Ce manque à gagner en développement humain et en équité sociale persisterait tant que les investissements sociaux rétribuent les groupes sociaux proportionnellement (12) à leurs niveaux de revenu (cas de l'enseignement et de la santé) et de consommation (cas des subventions alimentaires).

Par ailleurs, la pauvreté constitue, comme on devrait s'en douter, un handicap réel vis-à-vis de la modernisation et la démocratisation de la société. Elle consacre, d'une part, les normes sociales les plus redoutées (13), et pérennise, d'autre part, la condition nécessaire de leur transmission de père en fils, à savoir l'illettrisme et la déscolarisation.

Cette force de la pauvreté continue à handicaper l'ensemble des composantes de la société. Faut-il rappeler que les indices du chômage et de la pauvreté reflètent la stabilité sociale et l'image du pays dans le reste du monde et qu'ils risquent de produire, entre autres, le flux de touristes et de capitaux étrangers. Les impacts de la pauvreté tendent cependant à perdurer. En fait, l'incidence de la pauvreté est en baisse tendancielle depuis les années 1970 (graphique 1). La poursuite de la baisse de la pauvreté, au rythme observé entre 1984 et 2004, indique que le Maroc n'atteindrait le taux réalisé aujourd'hui par la Tunisie (moins de 5 %) qu'en 2060. D'où la nécessité d'infléchir significativement cette tendance, en procédant d'abord à un diagnostic des politiques de développement ayant agi, dans les divers sens, sur la pauvreté, l'inégalité et l'exclusion sociale.

Graphique 1 : Taux annuel moyen de baisse de la pauvreté



Evaluation rétrospective : leçons des expériences nationales de développement

Abordées sous l'angle de l'effet sur la pauvreté, l'inégalité et l'exclusion sociale, les politiques de développement des années 1970 favorisaient l'investissement à forte intensité de capital, les grands projets d'irrigation, le contrôle des prix, le maintien du taux de change à un niveau surévalué et les restrictions à l'importation. Sur le plan social, elles préconisaient les subventions à l'alimentation, à l'enseignement et à la santé, destinées a priori aux populations défavorisées, mais essentiellement récupérées par les populations moyennes et aisées (cf. section 2, Nbp 12).

A la fin des années 1970, le renversement des termes de l'échange et le recul de la rentabilité des investissements publics se sont conjugués à une hausse des taux d'intérêts internationaux et à une aggravation des déficits budgétaires. Ils ont provoqué, dès le début des années 1980, une crise aiguë de la balance des paiements, une forte détérioration de l'offre d'emploi qualifié et un ralentissement de la progression des

(11) La part, dans la masse globale des dépenses de consommation, est de 32,1 % pour les 10 % les plus riches et de 2,6 % pour les 10 % les plus pauvres. En cas de "pauvreté zéro", ces proportions seraient de 4,1 % et de 31,7 %, respectivement. De la situation actuelle à la situation de "pauvreté zéro", le rapport inter déciles se réduit de 12,3 à 7,7. Données de l'Encdm 2001.

(12) La part du quintile le plus riche (20 % des ménages) dans les subventions alimentaires est de 40,2 % pour la farine nationale de blé tendre, 41,2 % pour le sucre granulé, et 48,0 % pour l'huile de table. Pour le quintile le plus défavorisé, ces proportions sont limitées à 6,1 %, 9,3 % et à 6,3 %, respectivement. Dans le domaine de l'enseignement, les 20 % les plus riches représentent 16,8 % dans l'enseignement primaire, 30,7 % pour le niveau collégial, 48,1 % pour le secondaire et 58,6 % pour le supérieur. Pour les 20 % les plus défavorisés, ces proportions sont de 19,1 %, 9,6 %, 4,8 % et 3,2 %, respectivement.

(13) A titre d'illustration, l'étude "Les emplois du temps de la femme au Maroc" (HCP, 1999) note que "La cause de la non scolarisation des fillettes rurales exprimée à travers" "les filles n'ont pas besoin d'aller à l'école" persiste dans 34,6 % des douars, celle liée au fait que "l'instituteur est un homme" dans 9,0 % des douars, et "la coutume fait que les filles ne soient pas scolarisées" dans 38,5 % des douars".

niveaux de vie des ménages (14). D'où le recours, dès 1983, à un Programme d'ajustement structurel (PAS). Les retombées des choix économiques et sociaux dont notamment ceux ayant conduit à ce Programme ont sensiblement conditionné la baisse, modeste et hésitante, de la pauvreté au cours des deux dernières décennies. Le taux de baisse de la pauvreté a été deux fois plus élevé entre 1960 et 1984 (4,0 % par an) qu'entre 1984 et 2004 (2,0 % par an). L'analyse des raisons à l'origine du ralentissement de la diminution de la pauvreté montre deux conclusions fondamentales, l'une relative à la période 1984-1994, l'autre à la période 1994-2006 (15).

Période 1984-1994 : impasse de l'effet diffusion de la croissance

En accordant un intérêt marginal aux déséquilibres sociaux, le PAS a conduit à l'accumulation des facteurs de la pauvreté dont notamment le recul du rôle de l'éducation dans l'ascension sociale, le foisonnement du secteur informel (source précaire de revenus) et le tassement vers le bas des niveaux moyens de vie. Au-delà du rétablissement des équilibres macro-économiques, le PAS avait pour ambition d'éliminer les contraintes pesant sur l'entreprise afin d'amener l'économie sur un sentier de croissance durable à des taux supérieurs. Dans sa première phase, ce Programme n'accordait que peu d'intérêt aux déséquilibres sociaux susceptibles d'être engendrés, à la fois, par la mise en place des mécanismes du marché et par la restriction de la demande interne.

Sur le plan des niveaux de vie, une croissance rapide de la consommation des ménages (5,1 % par an en volume) et une baisse de l'inégalité (de près de 0,2% par an), de la pauvreté (de 7,6 % par an) et de la vulnérabilité (baisse de 1,5 % par an) ont été observées entre 1985 et 1991 (16), en raison de la revalorisation des salaires particulièrement dans le secteur public (17) et des bonnes campagnes agricoles de la fin des années 1980 et du début des années 1990. Cette aubaine économique n'a pas résisté à l'impact de l'accumulation du chômage et du glissement vers le bas des niveaux modestes de consommation entre 1985 et 1991.

Double d'une forte diffusion du chômage en général et de celui des diplômés pauvres en particulier, le PAS

a indirectement contribué au foisonnement du secteur informel. L'emploi peu qualifié, requis par ce secteur, s'est manifestement développé alors que l'emploi de la main-d'œuvre qualifiée régressait sous l'effet du recul de l'Etat en tant qu'employeur essentiel des actifs diplômés (18). Le rôle de l'éducation – formation dans l'ascension sociale s'est alors estompé. Dès 1991, le taux de chômage des diplômés du supérieur, membres de ménages pauvres, a atteint 100% contre 51,0 % en 1985. D'où la régression de l'éducation en tant qu'ascenseur social, voire un facteur de sortie de la pauvreté.

En matière de répartition sociale de la croissance économique, la courbe d'incidence de la croissance (19) (graphique 2) montre que le taux d'accroissement annuel de la consommation en volume entre 1985 et 1991 a été inférieur à la moyenne pour les populations significativement vulnérables à la pauvreté. Ceci a conduit à un tassement des niveaux de vie juste au dessus du seuil de pauvreté, annonçant les débuts d'une

(14) Le déficit de la balance des paiements dépassait les 10 % au début des années 1980, le taux de chômage urbain a augmenté en moins d'une année, de septembre 1982 à mai 1983, de 6 points pourcentage, de 12,3 % à 18,0 %, et, enfin, la moyenne des dépenses de consommation ne progressait en Dh constant qu'à raison de près de 1 % par an entre 1971 et 1984.

(15) Ce découpage de la période 1984-2006 s'explique par la disponibilité de données comparables sur la pauvreté en 1984, 1994 et 2004 et par les périodes d'exécution du PAS et du BAJ I qui s'inscrivent dans l'une ou l'autre période.

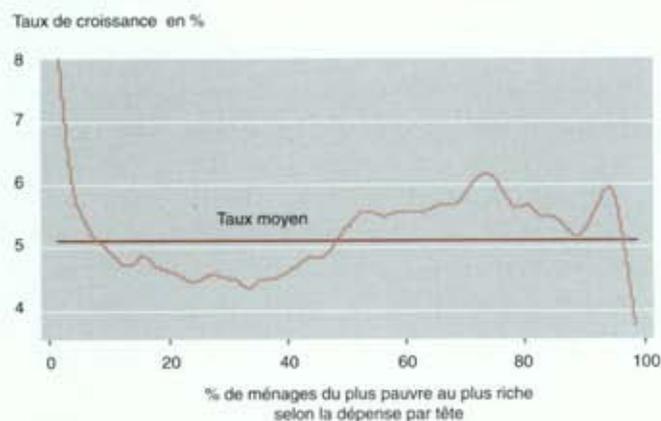
(16) De même, selon les comptes nationaux, de 1985 à 1991, le PIB, la consommation des résidents et les exportations ont augmenté, en volume, de 5,0 %, 5,3 % et 8,0 % par an, respectivement, contre des taux respectifs de 3,4 %, 3,0 % et 6,0 % pour la période 1981-1985.

(17) Les salaires, particulièrement dans le secteur public, ont fortement augmenté durant la période 1985-1991. Le dialogue social et l'adoption des statuts particuliers de certains corps de l'administration ont abouti à des dépenses de personnel plus élevées, passant de 14 à près de 25 milliards de Dh, soit 86 % d'augmentation.

(18) A partir de 1984, la part des actifs diplômés est devenue plus grande parmi la population en chômage (33,8 %) que parmi la population active occupée (29,7 %). Ce renversement de la tendance s'est poursuivi le long des années 1990. En 1999, la part des diplômés parmi les chômeurs s'est élevée à 68,7 % contre 41,2 % parmi les actifs occupés (HCP (2000) : Education, formation et opportunités d'emploi).

(19) Cette courbe donne, pour chaque fraction de la population, le taux d'accroissement annuel moyen de la dépense par habitant à prix constants entre 1985 et 1991.

Graphique 2 : Courbe d'incidence de la croissance entre 1985 et 1991



recrudescence de la pauvreté. Les retombées de ces tendances sur la pauvreté ne tardent pas à se manifester. Le taux de pauvreté a augmenté de 26,0 % entre 1991 et 1994, de 13,1 % à 16,5 %, annonçant l'échec d'un schéma de développement privilégiant l'économique au détriment du social, en supposant que la progression du PIB garantirait, par le biais de l'effet diffusion, la réalisation d'autres objectifs, notamment la réduction du chômage, des inégalités et de la pauvreté.

Période 1994-2006 : débuts du développement pro pauvres

La fin des années 1990 et le début des années 2000 ont été marqués par un dynamisme économique, social et politique ayant permis de stopper la diffusion de la pauvreté, dans une première phase, et d'infléchir sa tendance, par la suite. La conjugaison des impacts sociaux du PAS à un nouveau cycle de sécheresses récurrentes a engendré la mise en œuvre du Premier programme de priorités sociales (20) (BAJ1) en 1996/1997, la relance du dialogue social et, à partir de 1998, la refonte d'un nouveau paysage politique, social et économique avantageant à la fois la concrétisation des droits humains, économiques et sociaux et la poursuite des réformes structurelles de l'économie et des finances publiques.

La première cartographie de la pauvreté et de ses déterminants au cours de la période 1994-1999 (HCP, 2004) a montré que ce processus de développement se limitait à la garantie de la disponibilité des équipements

sociaux, et qu'il aurait eu un impact significatif sur la pauvreté s'il était doublé de mesures renforçant l'accessibilité des ménages pauvres aux services sociaux (21). C'est ainsi que le dynamisme social et économique de la fin des années 1990 a juste permis de stopper la diffusion de la pauvreté dont l'incidence a pratiquement stagné entre 1994 (16,5 %) et 1999 (16,3 %). Dès 1999, des mécanismes favorables aux populations pauvres ont été créés ou renforcés. Il s'agit notamment de la reconduction du BAJ1 par le Plan 2000-2004, du Fonds de la lutte contre la sécheresse et la désertification, de la lutte contre l'analphabétisme, de la Fondation Mohammed V pour la solidarité, de l'Agence de développement social, de l'Agence nationale de promotion de l'emploi et des compétences, de la multiplication des intervenants au secteur des micro crédits et de la restructuration de l'Entraide nationale.

En deux ans, de 1999 à 2001, le taux de pauvreté s'en trouve réduit de 1 point, de 16,3 % à 15,3 %, montrant l'efficacité des politiques de développement favorables aux populations les plus pauvres. Le rythme de baisse de la pauvreté entre 1999 et 2001 (3,1% par an) s'est significativement estompé entre 2001 et 2004 (2,5 % par an), montrant une tendance rapide à l'essoufflement des nouvelles mesures sociales. De leur part, les attentats du 16 mai 2003 ont mis en exergue l'ampleur des poches de l'exclusion sociale en milieu urbain et la modestie des réalisations dans le domaine de la lutte contre la pauvreté et la précarité. Ils ont posé le problème de la réduction de la pauvreté en termes de développement humain et social, d'éradication de l'analphabétisme et de l'habitat sommaire et aussi en

(20) Ce programme a été réalisé entre 1997 et 2003 dans les communes rurales les plus défavorisées relevant des 14 provinces prioritaires. Il a essentiellement consisté en une diffusion de la scolarisation au primaire, des soins de santé de base et de la petite infrastructure locale (emploi).

(21) La cartographie de la pauvreté 1994-2000 a montré qu'un alignement du taux d'accès effectif des ménages aux équipements sociaux (eau, électricité, route, alphabétisation et santé) au taux national moyen réduirait la pauvreté de 38,2 %, et qu'un alignement du taux de disponibilité de ces prestations dans les communes au taux national ne réduirait la pauvreté que de 4,4 %. Ce qui signifie qu'il ne suffit pas de mettre en place les équipements sociaux ; il faut assurer l'accès effectif des pauvres à ces équipements pour que la pauvreté se réduise.

termes d'encadrement politique, éducatif et religieux des populations (22).

La seconde cartographie de la pauvreté, celle du RGPH 2004, a corroboré cette option. Elle a montré que l'incidence de la pauvreté locale est significativement associée au déficit en développement humain et en développement social, et que le nouveau dynamisme social n'a réduit le taux de pauvreté que de 2,1 points pourcentage (23). D'où le recours dès 2005 à une

nouvelle approche de développement formellement tournée vers la réduction, au niveau local, des déficits sociaux et humains, à savoir l'Initiative nationale pour le développement humain (INDH). Cette approche est, aujourd'hui, au cœur des germes de changement et de rupture avec un processus de développement longtemps inégalitaire. Elle annonce les débuts du redressement du processus de développement et de croissance en faveur de ses perdants.

Tableau 1
Evolution des mesures de l'exclusion sociale, de la pauvreté et de l'inégalité

Indicateurs	1985	1991	1994	1999	2001	2004
<i>Exclusion sociale</i>						
Taux de vulnérabilité en %	24,1	22,0	22,8	23,8	22,7	17,3
Taux de chômage des pauvres, de niveau supérieur en %	51,0	100	-	52,0	73,6	-
Taux d'habitat sommaire en %	20,7	12,3	9,2	9,9	8,5	8,2
<i>Pauvreté</i>						
Taux de pauvreté en %	21,1	13,1	16,5	16,3	15,3	14,2
Effectif des pauvres en millier	4 585	3 365	4 302	4 513	4 411	4262
Indice volumétrique	0,056	0,027	0,104	0,044	0,035	0,040
Indice de sévérité	0,023	0,081	0,043	0,016	0,012	0,01
<i>Inégalité</i>						
Part des 10 % supérieur (*)	31,8	30,8	-	31,0	32,1	-
Part des 10 % inférieur (*)	2,6	2,8	-	2,6	2,6	-
Part des pauvres (*)	7,0	3,9	-	5,0	4,6	-
Indice de Gini	0,397	0,392	-	0,395	0,406	-

Sources : Haut Commissariat au Plan, Enquêtes sur la consommation de 1984/85 et 2000/2001, sur le niveau de vie 1990/1991 et 1998/1999 et Recensements de la population de 1994 et 2004.

Note : (*) Il s'agit de la part (en %), dans la masse globale des dépenses de consommation, des 10 % les plus aisés (10 % supérieur), des 10% les plus pauvres (10 % inférieurs) et de la fraction des populations pauvres.

Etat des lieux : germes de changement versus rigidité des invariants

L'évaluation de l'état des lieux montre que les populations pauvres se trouvent confrontées à des structures sociales, économiques et éducatives peu favorables. Cette section analyse les germes d'ouverture de ces structures sur les groupes sociaux défavorisés. Elle montre, par la suite, que les invariants de

(22) Partout, des contrats programmes "villes sans bidonvilles", à des échéances précises, sont en cours de mise en œuvres en partenariat entre les ministères de l'Intérieur et de l'Habitat et de l'Urbanisme, des Wilayas et des Communes urbaines. En plus du renforcement des programmes d'alphabétisation, il y a eu la création de chaînes culturelles de télévision et de radio, l'apurement des programmes religieux, scolaires et universitaires, de l'incitation à la haïne, et le retour à l'enseignement de la philosophie.

(23) Le taux de pauvreté a été réduit de 16,5 % en 1999 à 14,2 % en 2004.

l'investissement dans le capital humain conduiraient à l'émergence de nouvelles formes de pauvreté, à moins qu'ils ne soient éradiqués à temps.

Germes de changement : vers une pauvreté vécue dans des conditions sociales meilleures: Parmi les germes de changement social majeur, il y a l'INDH, approche participative de développement intégré, formellement tournée vers les individus et les localités les plus défavorisées en infrastructures économique et sociale et en aptitudes humaines (24). Cette approche de développement est censée redresser les distorsions économiques et sociales héritées du passé et infléchir significativement les tendances du développement humain, du développement social, de la pauvreté et de la précarité. Elle vient renforcer les mécanismes pro-pauvres en place et ceux engagés dont notamment le Régime d'assistance médicale aux économiquement défavorisés et l'Assurance maladie obligatoire pour le secteur des professions libérales. Ces mécanismes complètent l'action des pouvoirs publics dont plus de 50 % du budget vont aux investissements sociaux (25).

L'intensité de ces actions sociales montre que, dans les années à venir, le Maroc aura significativement atténué la pauvreté sociale (26) et réussi une large diffusion de l'éducation de base parmi les jeunes générations en particulier. A moins qu'un retournement majeur de tendance ne se reproduise, le pays tend, à moyen terme, vers une pauvreté monétaire de plus en plus réduite et vécue dans des conditions sociales meilleures. La raison en est l'accumulation du développement humain et social qui contribuera, dans une première phase, à l'amélioration des revenus et des conditions de vie des populations défavorisées. Cette tendance risque cependant de s'estomper en raison de l'essoufflement de l'effet du développement social sur la pauvreté et de la stagnation éventuelle du capital humain, des populations pauvres à des niveaux relativement bas. Ceci donnerait lieu, à long terme, à l'émergence de nouvelles formes de pauvreté.

Rigidité des invariants : risque d'émergence de nouvelles formes de pauvreté : à la fin des années 1970, l'investissement dans les niveaux primaire et secondaire de l'enseignement était suffisant pour améliorer le capital humain des individus et garantir leur insertion professionnelle dans des activités suffisamment

rémunérées. Depuis la fin des années 1980, seuls les cursus scolaires, moyen et supérieur, doublés d'une formation professionnelle adéquate, deviennent les moins exposés au chômage. Dans les prochaines décennies, le rendement de l'investissement dans le capital humain serait d'autant plus élevé qu'il porterait sur les spécialités techniques et technologiques les plus pointues. Ceci montre que la lutte contre la pauvreté et l'exclusion sociale, par le biais du capital humain, sera de plus en plus coûteuse. Il montre par ailleurs que le pays a raté l'opportunité d'une réduction sensible de la pauvreté, à un moindre coût, aux années 1960 et 1970, et que tout retard dans ce domaine rendra plus excessif le coût de sortie de la pauvreté et de l'exclusion sociale.

En fait, les formes futures de pauvreté et d'exclusion germent aujourd'hui dans la qualité et la portée du système d'éducation – formation et dans l'incapacité des ménages, en bas de l'échelle sociale, à investir dans la survie scolaire et la formation de leurs descendants. Les conséquences directes de cet état des lieux s'exprimeraient dans les prochaines décennies à travers l'incapacité du pays à insérer une frange importante de sa population dans les nouveaux métiers qu'engendrerait la mondialisation en particulier. Le marché de l'emploi est déjà sélectif et le sera davantage, dans le sens que la demande d'emploi sera de plus en plus orientée vers les actifs détenant un savoir-faire précis répondant à un besoin précis.

Ceci montre que la politique de développement du pays dont notamment sa composante "éducation – formation" est interpellée en termes de réduction des coûts d'opportunité de la formation des jeunes en situation de pauvreté et du ciblage perpétuel de cette formation sur les métiers demandés sur le marché de

(24) Le ciblage de l'INDH se fonde essentiellement sur le taux de pauvreté et les indices communaux de développement social et de développement humain, élaborés par le HCP à partir des données du Rgph 2004.

(25) Ces derniers rétribuent, rappelons le, les populations en fonction de leur niveau de revenu et gardent toute leur neutralité vis-à-vis de la réduction des inégalités.

(26) Dans le sens de l'éradication de l'habitat sommaire urbain et l'équipement des communes rurales en formations éducatives et sanitaires et en points d'eau potable et réseaux d'électricité et de routes.

travail. La section suivante aborde les déterminants de la pauvreté et montre, entre autres, le rôle crucial du capital humain et de l'équité sociale dans la réalisation de l'objectif de "pauvreté zéro".

Facteurs de la pauvreté : équité sociale et développement humain, clés du futur.

Fautes de données longitudinales, l'exploration des déterminants de la pauvreté se réfère ici à des données transversales, celles des enquêtes sur la consommation et le niveau de vie, réalisées entre 1985 et 2001, et du Rgph 2004 (27). Cette analyse montre que la réduction de la pauvreté dépendra de ses facteurs traditionnels (inégalité et croissance économique) et des changements qu'engendrera la politique future de développement (dont l'INDH) sur le reste des facteurs. Ces derniers sont présentés dans ce qui suit sous l'angle de leur interrelation, à court terme, avec la pauvreté (tableaux 2 et 3 ci-après).

Croissance économique : la baisse de la pauvreté entre 1994 et 2004 a été, en moyenne, relativement sensible dans les communes les plus riches, là où la dépense de consommation par habitant est plus élevée que la moyenne nationale. Ceci ne signifie, en aucun cas, que la richesse économique des communes est partout un facteur de la réduction de la pauvreté. C'est plutôt l'équité de la répartition de cette richesse et la qualité pro-pauvre de la croissance qu'elle engendre qui sont manifestement associées aux faibles incidences de la pauvreté. Le tableau 2 montre, en outre, que c'est dans les communes les plus pauvres que la croissance est à la tête des déterminants de la pauvreté. En fait, dans ce type de communes, la réduction de la pauvreté découle, en premier lieu, de la croissance économique suivie de l'équité sociale (28). Ce qui confirme, encore une fois, qu'en l'absence d'un minimum de revenu de subsistance, il serait absurde de supposer une insertion massive des pauvres dans les stratégies de développement de l'aptitude de ces derniers à s'auto-protéger des dénuements. Symétriquement, dans les communes les moins pauvres, le développement humain suivi de l'équité sociale constituent les facteurs fondamentaux de la baisse de la pauvreté.

En effet, à l'échelle communale, les données de la cartographie de la pauvreté 2004 montrent que l'élasticité – croissance de la pauvreté se réduit à un

niveau inférieur (29) (-1,8 à l'échelle nationale) lorsqu'on intègre, en plus de l'inégalité, d'autres facteurs explicatifs de la pauvreté (tableau 2). A cette échelle, l'élasticité en question est plus élevée en valeur absolue dans les communes les plus pauvres (-1,370 dans les communes où le taux de pauvreté dépasse 30 %), en comparaison avec les communes les moins pauvres (-0,352 dans les communes et les centres urbains où le taux de pauvreté est inférieur à 5 %). Un niveau intermédiaire de cette élasticité (-2,1 à l'échelle nationale) est obtenu lorsqu'on considère, à la suite des travaux de A. Sen (30), que (i) le développement humain, le développement social, l'emploi et l'habitat décent déterminent la croissance et la répartition sociale des revenus disponibles des ménages ; et que (ii) le niveau et l'inégalité des dépenses de consommation qui en découlent déterminent, à leur tour, la pauvreté (31).

Inégalité et vulnérabilité : entre 1985 et 2001, la croissance économique a été peu pro-pauvre mais sensiblement défavorable aux populations vulnérables et moyennes (Graphique 3). Ce schéma de croissance économique a été observé, à la fois, en milieu urbain

(27) HCP (2005) : Pauvreté, développement humain et développement social, données cartographiques et statistiques, RGPH 2004.

(28) Les activités à forte intensité de main-d'œuvre peu ou peu qualifiée, le développement à une grande échelle des micro crédits et des activités génératrices de revenus durables ainsi que le ciblage des subventions alimentaires sur les populations effectivement pauvres sont autant de sources d'une croissance des pouvoirs d'achat limités, à la base du recul de la pauvreté.

(29) La référence aux données de l'Encdm 2001 montre que l'élasticité de la pauvreté par rapport à la croissance est de -3,3 en milieu urbain et de -2,6 en milieu rural (tableau 3).

(30) Au sens de la théorie des "capabilités", développée par Amartya Sen (2000) dans "Social exclusion : concept, application and scrutiny", Asian Development Bank, Office of Environment and Social Development papers, n° 1, juin.

(31) Le modèle de prédiction de la pauvreté communale ainsi ajusté s'écrit :

$$\ln(P) = 15,423 - 2,122 \ln(\text{dep/h}) + 1,756 \ln(\text{Gini}), \quad R^2 = 0,86 \quad F = 2911,7$$

(0,228) (0,028) (0,058)

Instrument list : IDH, IDS, Habitat, Emploi

Nbre d'observations = 1689 communes et centres – Données : RGPH 2004

Où P : Taux de pauvreté en % ; dep/h : dépense par habitant ; Gini : indice d'inégalité de Gini en % ; V : taux de vulnérabilité en % ; IDH : indice de développement humain ; IDS : indice de développement social ; Habitat : % de logements sommaires ; Emploi : taux de chômage.

Graphique 3 : Courbe d'incidence de la croissance entre 1985 et 2001



et en milieu rural. Il exprime (i) un tassement des niveaux de vie au-dessus du seuil de pauvreté, et (ii) une redistribution des revenus des moyens aux pauvres, et non des riches aux pauvres, ce qui a conservé les inégalités sociales en termes relatifs. En fait, si la vulnérabilité a enregistré, pour la première fois, une baisse sensible entre 2001 et 2004, les inégalités sociales et spatiales sont rigides à la baisse depuis au moins une vingtaine d'années. Mesurée par l'indice de Gini, l'inégalité relative des dépenses de consommation n'a statistiquement (32) pas changé entre 1985 et 2001, ce qui pose, encore une fois, la question du redressement du schéma de croissance économique en faveur de ses perdants, les pauvres et les vulnérables en particulier.

Calculée par l'approche unanimement admise (tableau 3), l'élasticité-croissance de la pauvreté est relativement élevée en 2001, aussi bien en milieu urbain (-3,3) qu'en milieu rural (-2,6). Elle suggère que les perspectives de réduction de la pauvreté grâce à la croissance économique sont prometteuses, à condition que les inégalités soient réduites ou, au moins, stabilisées. L'élasticité-inégalité de la pauvreté est cependant beaucoup plus élevée en milieu urbain (+8,4) qu'en milieu rural (+2,5). Elles expriment une réponse de la réduction de la pauvreté à l'inégalité nettement plus forte en milieu urbain qu'en milieu rural. Le taux marginal de substitution (33) entre l'effet de croissance et l'effet d'inégalité s'élève en 2001 à 2,6 en milieu urbain et à 1,0 en milieu rural. Ceci signifie que pour

compenser une augmentation de 1 % de l'inégalité, il faudrait une croissance supplémentaire beaucoup plus élevée en milieu urbain (2,6 %) qu'en milieu rural (1,0 %), montrant que la réduction de la pauvreté est particulièrement tributaire du contrôle des inégalités.

Mobilité sociale - insertion professionnelle et capital social : l'insertion professionnelle des populations pauvres ayant investi dans leur cursus devrait constituer l'ascenseur social le plus sûr. Le taux de chômage des actifs diplômés des études supérieures, issus de couches pauvres, s'est cependant situé entre 50% et 100% durant la période 1985-2001. Il a été au moins deux fois supérieur que celui des diplômés relevant des populations non pauvres (Graphique 4). Par ailleurs, le contrôle de l'effet du milieu et du sexe sur le risque de chômage montre que l'hypothèse selon laquelle les pauvres ne peuvent rester sans emploi n'est pas empiriquement justifiée. Toutes choses étant égales par ailleurs, l'effet de la pauvreté sur le risque de chômage est significativement positif (34).

(32) L'hypothèse nulle de l'égalité des indices de Gini pour 1984 et 2001 a été testée sur la base de la norme statistique normale asymptotique $T = (G_{2001} - G_{1984}) / \sqrt{se(G_{2001})^2 + se(G_{1984})^2}$ où G et se(G) dénotent l'indice de Gini et son erreur type. T calculé s'est établi à une valeur absolue (1,36) inférieure à 1,96, montrant que la différence entre les indices de Gini relatifs à 1985 et 2001 n'est pas statistiquement significative au niveau de 5 %. Des tests similaires effectués pour les périodes 1985-1991, 1991-1999 et 1999-2001 attestent de ce statu quo de la répartition sociale des dépenses de consommation.

(33) Ce taux traduit ici le taux d'accroissement de la consommation moyenne nécessaire pour compenser, à niveau de pauvreté constant, le taux d'accroissement de l'inégalité.

(34) L'ajustement du risque de chômage ($r_c = 1$ si l'individu est en chômage et 0 sinon) sur le sexe ($s_m = 1$ si masculin et 0 si féminin), le milieu de résidence ($m_u = 1$ si urbain et 0 si rural) et les classes sociales [Pauvre : $c_p = 1$ si l'individu est pauvre et 0 sinon ; Riche : $c_r = 1$ si l'individu relève des 20 % les plus aisés et 0 sinon] s'écrit (erreurs standards entre parenthèses) :

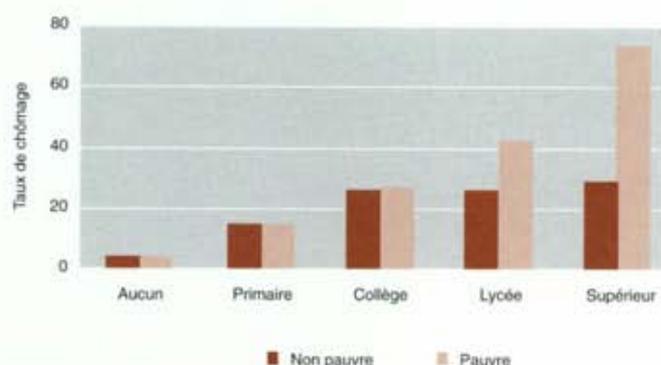
$$r_c = 0,021 + 0,036 s_m + 0,272 m_u + 0,007 c_p - 0,033 c_r - 0,147 s_m \times m_u$$

(86,7) (124,4) (791,8) (24,6) (-138,3) (-365,9)

Le coefficient positif et statistiquement significatif de la variable c_p montre que, toutes choses étant égales par ailleurs, le risque de chômage est plus grand parmi les actifs en situation de pauvreté. En 1991, l'enquête sur le niveau de vie 1990/1991 a montré la même conclusion (Banque Mondiale (1992) : Royaume du Maroc : Pauvreté, ajustement et croissance).

En l'absence des allocations de chômage, la pauvreté devrait fragiliser la solidarité familiale et livrer les jeunes chômeurs en situation de pauvreté à la précarité sociale. Cette dernière résulte, dans ce cas, de la modestie du capital social des individus pauvres. Elle est l'expression manifeste de la régression du rôle que devrait jouer l'éducation - formation dans la lutte contre la pauvreté. La question de la sortie de la pauvreté s'en trouve posée en termes de justice sociale et d'égalité des chances.

Graphique 4 : Taux de chômage selon le niveau scolaire et la situation vis-à-vis de la pauvreté en 2001



Développement humain, développement social et habitat : les indices de développement humain et de développement social (35) sont respectivement supérieurs de 40 % et de 50 % dans les communes où le taux de pauvreté est inférieur à 10 %, en comparaison avec les communes où le taux de pauvreté est supérieur à 40 %. A l'échelle nationale, l'élasticité de la pauvreté par rapport aux indices de développement humain (-1,324) et de développement social (-0,046), en fait les 3^e et 5^e facteurs de la formation des risques de pauvreté communale ; les 4^e et 6^e positions étant occupées par les facteurs "emploi" (0,068) et "habitat" (0,014). Ceci signifie que, compte tenu de la consistance de ces indices, la généralisation des réseaux d'eau, d'électricité et des routes devra être doublée d'une éradication de l'habitat sommaire, source de précarité et d'exclusion sociales ; la propriété d'un logement

décent étant un patrimoine à la fois social et économique.

Dans les milieux les moins pauvres, le développement humain s'identifie au premier facteur de lutte contre la pauvreté, suivi des inégalités. C'est le cas du milieu urbain en général et des communes à faible incidence de la pauvreté en particulier. Ceci montre qu'en termes de perspectives, le développement humain constituera, à côté des inégalités, le facteur clé de la réalisation de l'objectif de "pauvreté zéro". Il en découle qu'un intérêt particulier doit être accordé à l'allègement des coûts d'opportunité d'accès des populations pauvres et vulnérables en général et des femmes rurales en particulier à l'investissement dans le développement humain (36). Toutes choses étant égales par ailleurs dont notamment le niveau de vie et la proximité des formations éducatives, la femme est la cible privilégiée de l'exclusion du droit à la scolarisation et que cette exclusion est aggravée par la pauvreté.

(35) L'indice de développement humain synthétise ici le taux de mortalité infantile, la dépense par habitant, le taux de scolarisation et le taux d'alphabétisation. Celui du développement social représente l'accès combiné aux réseaux d'eau, d'électricité et des routes.

(36) En fait, les inégalités dans les relations de genre s'identifient à un frein fondamental de la diffusion du développement humain dans les milieux socialement enclavés. Souvent négligées, ces inégalités affectent, en priorité, le droit de la femme au savoir et au savoir-faire. L'ajustement des chances que les individus âgés de 15 ans et plus aient été scolarisés ou en cours de scolarisation ($s_c = 1$ si individu a été scolarisé et 0 sinon) sur le sexe ($s_m = 1$ si masculin et 0 si féminin), le milieu de résidence ($m_u = 1$ si urbain et 0 si rural) et la classe sociale [$c_p = 1$ si individu est pauvre et 0 sinon ; et $c_r = 1$ si l'individu relève des 20 % les plus aisés et 0 si non] s'écrit (erreurs standards entre parenthèses) :

$$s_c = 0,188 + 0,221s_m + 0,284m_u - 0,097c_p + 0,134c_r, R^2 = 0,18 \text{ et } F = 3181,9$$

(0,004) (0,004) (0,004) (0,005) (0,005)

Données : Encdm 2000/2001. Le coefficient significatif, positif pour le sexe masculin et négatif pour la pauvreté, montre que les femmes sont doublement sanctionnées vis-à-vis de l'accès à la scolarisation.

Tableau 2
Déterminants (élasticités) de la pauvreté communale en 2004

Logarithme des facteurs	Urbain	Rural	National	Communes et centres à taux de pauvreté	
				< 5%	> 30%
Dépense par habitant	-1,779	-1,737	-1,757	-0,352	-1,370
	(0,001)	(0,000)	(0,001)	(0,002)	(0,001)
Vulnérabilité (taux)	0,016	0,481	0,267	0,679	0,151
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,001)	(0,000)
Inégalité (indice de Gini)	3,235	1,901	2,775	1,529	1,020
	(0,001)	(0,000)	(0,001)	(0,002)	(0,001)
Développement humain (indice)	-3,967	-0,108	-1,324	-3,418	-0,080
	(0,004)	(0,001)	(0,002)	(0,007)	(0,001)
Développement social (indice)	-0,396	-0,057	-0,046	-0,687	-0,004
	(0,002)	(0,000)	(0,000)	(0,003)	(0,000)
Chômage (taux)	0,044	0,018	0,068	0,165	0,002
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,001)	(0,000)
Habitat rural ou sommaire (%)	0,014	0,071	0,014	0,000	0,029
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
R2	0,827	0,913	0,854	0,665	0,795
Nombre d'observations	391	1298	1689	121	342
Constante du modèle ajusté	5,226	9,876	7,063	-10,362	11,050
	(0,011)	(0,003)	(0,007)	(0,019)	(0,003)

Données : HCP (2005) : Données communales de l'étude "Pauvreté, développement humain et développement social".
Modèle : double logarithmique. Variable expliquée : logarithme du taux de pauvreté en %. Erreur standard entre parenthèses.

Tableau 3
Elasticités de la pauvreté par rapport à la croissance et à l'inégalité et taux marginal de substitution (*)

Elasticité	1985	2001
• Croissance		
Urbain	-2,4	-3,3
Rural	-2,6	-2,6
• Inégalité		
Urbain	5,2	8,4
Rural	2,2	2,5
• Taux marginal de substitution (TMS)		
Urbain	2,2	2,6
Rural	0,9	1,0

Sources : HCP, Calculs basés sur les données des Enquêtes sur la consommation 1985 et 2001.
(*) La méthode utilisée dans l'estimation des élasticités est celle utilisée par Nanak Kakwani (1993) dans l'étude "Poverty and economic growth with application to Côte d'Ivoire", publiée dans *Review of Income and Wealth*, Series 39, number 2, juin 1993.

Cet article a analysé les perspectives de la pauvreté en relation avec l'exclusion sociale et l'inégalité. Constatant la baisse tendancielle de la pauvreté, la rigidité à la baisse des inégalités et la persistance notable de la vulnérabilité, il a procédé à une évaluation rétrospective des politiques de développement, à une mise en exergue de leurs invariants et germes de changement, et à une spécification des facteurs de changement. Le but a été d'analyser la façon d'infléchir sensiblement les faits sociaux abordés et de rendre réalisable l'objectif de la "pauvreté zéro".

La première conclusion est celle relative à l'échec des schémas successifs de développement ayant privilégié, depuis la fin des années 1970, l'économique au détriment du social, en supposant que la progression du PIB garantirait, par le biais de l'effet diffusion, la réalisation d'autres objectifs, notamment la réduction du chômage, des inégalités et de la pauvreté. Les données disponibles montrent qu'en l'absence d'une discrimination positive vis-à-vis de l'emploi des diplômés pauvres, de tels schémas de développement tendent à pérenniser la pauvreté, à accentuer l'inégalité en valeur absolue et à atténuer le rôle de l'éducation – formation dans l'ascension sociale, voire la sortie de la pauvreté.

Cette conclusion corrobore le fait que la croissance économique et l'inégalité ne suffisent pas à elles seules à expliquer les changements récents dans la pauvreté au Maroc. Cette contribution a montré que les facteurs de changement qui conduiraient à la réalisation de l'objectif de "pauvreté zéro" et de valeurs cibles d'inégalité et d'exclusion, localement soutenables, s'étendent au développement humain, au développement social, à l'égalité des chances vis-à-vis de l'emploi et à l'éradication de l'habitat sommaire, voire l'accès à la propriété d'un logement décent.

La contribution de ces facteurs à la réduction de la pauvreté se modifie d'une commune à une autre, en fonction de l'incidence de la pauvreté. La croissance n'est à la tête de ces facteurs que dans les communes les plus pauvres. Dans les communes les moins pauvres, c'est le développement humain qui occupe ce rang. Ceci montre que la lutte contre la pauvreté et ses corollaires l'inégalité et l'exclusion gagnerait à être localement repensée et qu'en général, le développement humain et l'équité sociale sont les clés du futur souhaitable du paysage social national.

En somme, seule une croissance des revenus doublée du développement humain et du développement social, délibérément biaisée en faveur des localités et des populations pauvres, favoriserait les perspectives d'un paysage social meilleur et éviterait au pays d'aller vers le pire. Il s'agit du triomphe des approches de développement de type INDH, fondées sur les évaluations successives et privilégiant (i) la réduction maximale des coûts d'opportunité de l'insertion des pauvres dans l'investissement dans le capital humain (éducation, formation et santé), dans le marché de travail et dans les micro – projets et – crédits, (ii) les réformes ambitieuses et permanentes d'un système d'éducation – formation ouvert, sur le même pied d'égalité, à l'ensemble des groupes sociaux, (iii) le ciblage presque parfait des subventions et de l'assistance sociale sur les domaines où se place la lutte contre la pauvreté, l'inégalité et l'exclusion, notamment les petits projets et la radication des bidonvilles, et enfin (iv) une plus grande responsabilisation des acteurs locaux du développement, considérant les pauvres, à la fois, comme les bénéficiaires et les acteurs premiers de la lutte contre la pauvreté. ■

Sources de revenu et niveau de vie

Une approche qualitative



La lutte contre la pauvreté et l'inégalité passe nécessairement par la connaissance des activités économiques/sources de revenu des ménages pauvres et vulnérables. Cette connaissance est fondamentale dans un pays où la pauvreté monétaire résiste à la baisse et où les stratégies de survie des ménages pauvres se fondent sur la pluriactivité. Les actifs d'un ménage pauvre se composent aussi bien de salariés (28,3 %) que d'employeurs (0,2 %), d'indépendants (23,7 %) et d'aides familiales (37,9 %). Tout se passe comme si les unités familiales tentent d'insérer les membres les plus compétitifs dans le segment du marché de travail le plus lucratif, et le reste des membres actifs dans des activités économiques familiales peu rentables (1).

Une croissance économique pro-pauvre doit alors considérer la pluriactivité des populations cibles et des statuts sous lesquels s'opère. Il s'agit de se référer au savoir-faire, aux aptitudes accumulées et aux schémas de survie de ces populations pour optimiser les politiques de réduction des inégalités et de la pauvreté.

Par Abdelkader TETO, HCP

L'on se pose alors la question de savoir les principales combinaisons des sources de revenus, leur différenciation selon le niveau socio-économique et le milieu de résidence, la proportion des ménages qui dépendent d'une seule source de revenu, et le rôle de la pluriactivité dans la protection de la pauvreté et de la régression des niveaux de vie dans le temps. Le but est de montrer que le marché de travail salarié ne suffit pas à lui seul d'améliorer les revenus limités, et que la réalisation de cet objectif est aussi tributaire du développement de la pluriactivité des ménages et des filets de sécurité dont notamment les transferts sociaux et inter familiaux.

Fautes de données quantitatives sur les sources de revenus des ménages (2), ce papier se réfère à une approche qualitative de l'observation des activités/sources de revenu, adoptée par l'enquête sur la consommation et les dépenses des ménages 2001. Cette approche consiste en un classement de ces sources, selon la contribution au revenu, par les ménages eux-mêmes.

Une approche méthodologique de traitement des données ainsi observées est d'abord proposée à la première section. L'on s'y réfère par la suite pour établir (section 1) et comparer (section 2) la structure des sources de revenu des populations selon qu'elles sont pauvres, vulnérables à la pauvreté, moyennes (3) ou relativement aisées. Les sources de revenus sont analysées à la section 3 en relation avec les perceptions des ménages vis-à-vis de l'évolution de leur niveau de vie des débuts des années 1990 aux débuts des années 2000. Les principaux enseignements sont présentés à la conclusion.

(1) Doudich M. (1998), « Emploi, chômage et stratégies familiales », *Revue Population*, n° 6, INED, Paris.

(2) En attendant les données de l'enquête sur les niveaux de vie des ménages de 2006/2007, celles de 1998/1999 sont publiées dans le document « Populations défavorisées : profil, schéma de consommation et sources de revenu »; Haut-Commissariat au Plan (2002).

(3) La population moyenne est définie ici comme étant la tranche de population dont le niveau des dépenses est compris entre le seuil de vulnérabilité à la pauvreté et la limite inférieure des dépenses de consommation des 20 % les plus aisés des ménages.

Sources de revenu : traitement et classification

L'enquête nationale sur la consommation et les dépenses des ménages 2000-2001 a permis de collecter des informations sur les principales sources de revenu des ménages. Chaque ménage enquêté a été appelé à classer ses sources de revenus selon leur importance, et ce au cours des 12 mois précédant la date d'enquête.

Le traitement de ces données a d'abord consisté en un listing de l'ensemble des sources de revenus. Par la suite, on a identifié les ménages disposant d'au plus d'une source de revenu, et en deuxième lieu ceux qui vivent de plus d'une source de revenu. Pour cette dernière catégorie de ménages, on a établi l'ensemble des combinaisons possibles des sources de revenus. La nomenclature de ces combinaisons a été analysée dans le sens d'en dégager les principales possibilités de pluriactivité qui s'offrent aux ménages. Enfin, une classification des combinaisons des sources de revenu en a été dégagée pour les besoins de cette étude. Elle tient compte des sources de revenus non identifiées et se présente comme suit :

1. Revenu d'emploi salarié ;
2. Revenu d'activités indépendantes ;
3. Transferts, rentes et autres sources non identifiées ;
4. Revenu d'emploi salarié et d'activités indépendantes ;
5. Revenu d'emploi salarié, transferts-rentes et autres sources non identifiées ;
6. Revenu d'activités indépendantes, transferts-rentes et autres sources non identifiées ;
7. Revenu d'emploi salarié, revenu d'activités indépendantes, transferts-rentes et autres sources non identifiées.

Structure globale des sources de revenus

Il ressort des données ainsi établies qu'à l'échelle nationale près de 57,7 % des ménages comptent beaucoup plus sur les revenus provenant d'une seule source à savoir l'emploi salarié, l'exercice d'une activité indépendante ou les "rentes et/ou transferts". En effet, 24,0 % des ménages considèrent qu'ils comptent uniquement sur l'activité salariée, et 23 % sur un emploi

indépendant. Les transferts et les rentes constituent la source unique de revenu pour 10,7 % des ménages.

Par ailleurs, 12,5 % des ménages comptent à la fois sur l'emploi salarié et l'emploi indépendant, 12,6 % sur l'emploi salarié, les transferts et les rentes et 11,6 % sur l'emploi indépendant, les "transferts et/ou rentes". Les ménages dont les sources de revenu concernent à la fois l'emploi salarié, les activités indépendantes, les transferts et les rentes ne représentent que 5,7 %.

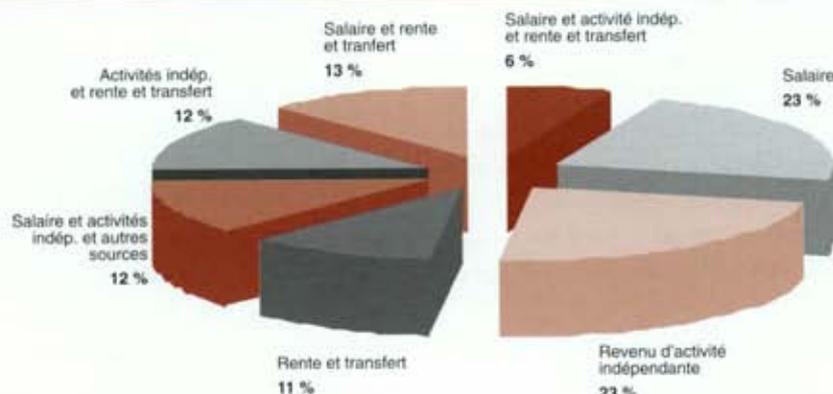
Par milieu de résidence, 31,0 % des ménages urbains vivent uniquement de l'emploi salarié, et 16,6 % de l'emploi salarié et des "transferts et/ou rentes". Les revenus provenant de l'exercice d'activités indépendantes sont le fait de 15,8 % des ménages urbains. Par ailleurs, la proportion des ménages dont les revenus proviennent des "transferts et/ou rentes" et d'autres sources non identifiées se fixe à 12,7 % et celle des ménages combinant les revenus d'emploi salarié et l'exercice d'activités indépendantes est de 10,7 %.

Dans les zones rurales, la dépendance des ménages des activités économiques à caractère agricole et plus précisément de la productivité des cultures, des plantations, de l'élevage et d'autres activités non agricoles est relativement forte. Ainsi, les ménages ruraux dont les revenus proviennent uniquement de l'exercice d'activités indépendantes représentent 34,5 %. Le revenu provenant uniquement des statuts d'emploi d'ouvrier ou de manœuvre agricole et non agricole ne concerne que 12,7 % des ménages. Les ménages ruraux qui combinent à la fois les revenus d'emploi indépendant et les "transferts et/ou rentes" représentent 18,1 % et ceux qui vivent des revenus et de l'emploi salarié et des activités indépendantes 15,4 %. Les revenus provenant essentiellement des "transferts et/ou rentes" ne concernent que 7,4 % des ménages ruraux et ceux qui combinent l'emploi salarié, les activités indépendantes et les "transferts et/ou rentes" ne représentent que 5,7 %. Il en découle que les sources de revenus des ménages ruraux demeurent restreintes à certaines activités économiques, non diversifiées et focalisées sur des activités agricoles, indépendantes ou salariées. Par ailleurs, ces ménages comptent peu sur la composante "transferts et/ou rentes". Il faut cependant rappeler que l'apport de la composante "transferts" demeure relativement

important dans la réduction de la pauvreté et la protection contre l'exclusion économique et sociale, aussi bien dans le milieu rural que dans le milieu urbain (4). Quant aux activités non agricoles, elles ne représentent que 20,2 % dans la structure des occupations économiques/sources de revenu des ménages ruraux. Ces activités sont par ailleurs exercées sous des statuts d'aides familiales non rémunérées à raison de 46,8 %, ce qui exprime la précarité et l'organisation familiale peu rentable de l'activité économique dans le milieu rural.

C'est ainsi que le développement limité des activités non agricoles génératrices de revenus dans l'espace rural accentue la dépendance des ruraux de la pluviométrie et réduit les chances d'amélioration de leurs conditions de vie. Il est alors clair que la restructuration de l'économie de cet espace, dans le sens du désenclavement social et économique et de la diversification des opportunités de gains impose en tant que facteur de développement et de réduction de la pauvreté.

Le revenu de près de la moitié des ménages provient d'une seule source, essentiellement l'emploi salarié, les activités indépendantes ou les transferts-rentes



Structure des sources de revenus des ménages urbains et ruraux

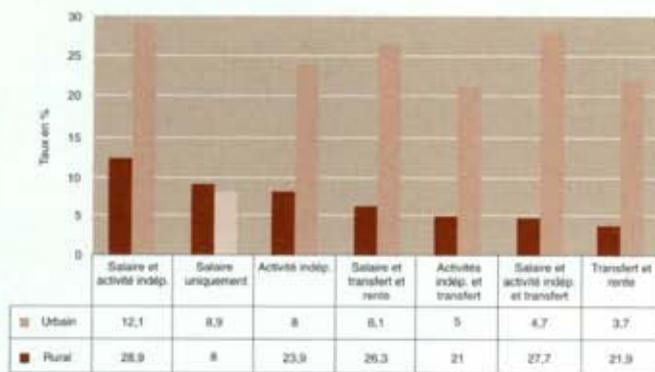


	Urbain	Rural
■ Salaires et activité indép. et tranfert et rente	5,6	5,7
■ Activités indép. et tranfert et rente	7,6	18,1
■ Salaires et tranfert et rente	16,6	6,2
■ Salaires et activité indép.	10,7	15,4
■ Tranfert et rente	12,7	7,4
■ Activité indépendante	15,8	34,5
■ Salaires uniquement	31	12,7

(4) Teto A. (2006), « Transferts et niveau de vie : de la solidarité sociale et de la consolidation des liens à l'allègement de la pauvreté », in Haut-Commissariat au Plan (2006), *Les Cahiers du Plan*, n° 10.

Enfin, le taux de pauvreté varie en fonction de la combinaison des sources de revenus. Dans le milieu urbain, le taux de pauvreté est relativement limité parmi les ménages optant pour des combinaisons de sources telles que « l'emploi salarié, l'emploi indépendant et les transferts et/ou rentes et autres sources » (taux de pauvreté en 2001 égal à 4,7 %), « l'emploi indépendant, les transferts et/ou rentes et autres sources (5,0 %) et « l'emploi salarié et les transferts et/ou rentes » (6,1 %). Dans le milieu rural, ces combinaisons sont l'emploi indépendant, les transferts et/ou rentes et autres sources (21,0 %), les transferts et/ou rentes et autres sources (21,9 %). Inversement, ce sont les ménages urbains qui comptent sur les sources « emploi salarié et activité indépendante (12,1 %), emploi salarié uniquement (8,9 %) et activité indépendante (8,0 %) qui enregistrent les taux de pauvreté les plus élevés. En milieu rural, les taux élevés de pauvreté sont une caractéristique des ménages dont l'activité économique porte uniquement sur l'emploi salarié (28,8 %), l'emploi salarié et l'activité indépendante (28,9 %), l'emploi salarié, l'activité indépendante et les transferts et/ou rentes (27,7 %).

Taux de pauvreté en 2001 selon les sources de revenu et le milieu de résidence



Sources de revenu et niveau de vie

Il ressort des données établies que les structures des sources de revenu des populations défavorisées (pauvres ou vulnérables) et aisées ne sont pas comparables. Les raisons en sont la concentration (près 70 %) des ménages

pauvres dans le milieu rural ; les populations aisées étant urbaines à raison de 87,1 %. Pour affiner l'analyse des sources de revenu des différentes strates de populations, il importe d'analyser leur structure en fonction du niveau de vie. Les observations suivantes synthétisent les sources de revenu des populations en situation de pauvreté relative, de la couche sociale se situant entre le seuil de pauvreté et 1,5 fois ce seuil (population vulnérable) et de la classe la plus aisée (les 20 % les plus riches).

Les ménages urbains en situation de pauvreté relative qui dépendent uniquement du revenu de l'emploi salarié représentent 35,5 %, suivis de ceux dont le revenu provient et de l'emploi salarié et de l'exercice d'activités indépendantes (18,3 %). L'emploi indépendant est l'unique source de revenu pour 17,8 % des ménages urbains pauvres. Par ailleurs, dans les zones urbaines, les ménages pauvres qui vivent uniquement d'une seule source de revenu représentent 59,3 %. La pluralité des sources de revenus ne concerne que 40,7 % des ménages urbains en situation de pauvreté. Ainsi, seuls 5,7 % des ménages pauvres combinent les revenus d'emploi indépendant et les "transferts et/ou rentes", 13,3 % les revenus d'emploi salarié, les "transferts et/ou rentes", et 3,4 % l'emploi salarié, l'emploi indépendant et les "transferts et/ou rentes".

Les ménages vulnérables qui dépendent uniquement d'une seule source de revenu représentent 61,6 %. 35,2 % vivent du revenu de l'emploi salarié, 18,4 % de l'emploi indépendant et 8,0 % des "transferts et/ou rentes". La proportion de ceux qui dépendent à la fois des revenus de l'emploi salarié et d'activité indépendante atteint 15,5 %, suivie de ceux dont le revenu provient du travail salarié, des "transferts et/ou rentes" (13,4 %), de l'emploi indépendant et des "transferts et/ou rentes" (5,7 %). Les revenus d'emploi salarié, d'activités indépendantes, des "transferts et/ou rentes", pris dans leur ensemble, sont le fait uniquement de 3,8 % des ménages vulnérables.

Au niveau des populations aisées, la proportion des ménages disposant d'au moins deux sources de revenus est estimée à 39,1 % et celle disposant d'une seule source de revenu est plus réduite par comparaison aux catégories de populations pauvres et vulnérables. Ainsi l'emploi salarié pris isolément des autres composantes de revenu constitue la source pour 31,6 % des ménages

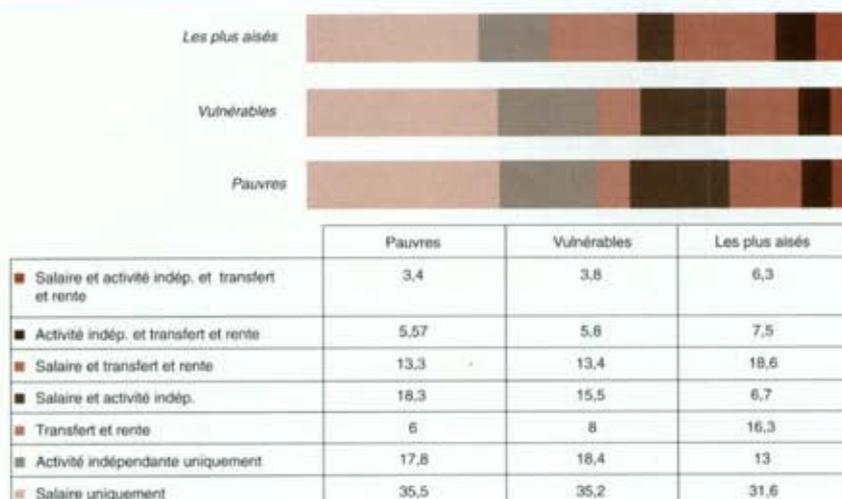
aisés et l'emploi indépendant pour 13,0 %. Ces proportions s'établissent respectivement à 35,5 % et 17,8 % pour les ménages en situation de pauvreté et 35,2 % et 18,4 % pour les ménages vulnérables.

Le poids des transferts et/ou rentes est relativement important parmi les ménages aisés. En effet, parmi les différentes strates de populations qui vivent uniquement des "transferts et/ou rentes", on relève que les ménages aisés enregistrent la proportion la plus élevée, soit 16,3 %. D'autre part, le poids des ménages aisés dont les revenus proviennent de la pluralité des sources est

nettement plus important par rapport aux ménages des classes inférieures. Les revenus qui proviennent à la fois de l'emploi salarié, des "transferts et/ou rentes" sont le fait de 18,6 % des ménages aisés. 6,3 % de ces ménages vivent de l'emploi salarié, de l'activité indépendante et des "transferts et/ou rentes".

La combinaison 'emploi salarié et emploi indépendant' est plus prépondérante chez les ménages pauvres et vulnérable, en comparaison avec les ménages aisés. Cette combinaison est observée à raison de 18,3 % parmi les ménages pauvres contre 6,7 % pour les ménages les plus aisés.

Structure (en %) des sources de revenus des ménages urbains



Dans les zones rurales, les ménages pauvres comptent d'abord sur les activités indépendantes agricoles. La proportion des ménages pauvres qui vivent uniquement des revenus de ces activités s'élève à 33,0 %. L'emploi salarié n'est le fait que de 14,6 % des ménages ruraux en situation de pauvreté. Par contre, les ménages dont le revenu provient et de l'emploi salarié et de l'exercice d'une activité indépendante représentent 19,0 %. La proportion de ceux dont le revenu provient à la fois des "transferts et/ou rentes" et de l'emploi indépendant est de 14,3 %. Les transferts et les rentes constituent à eux seuls la source de revenu pour 6,2 % des ruraux pauvres. D'autre part, les combinaisons « emploi salarié et "transferts et/ou aux rentes" et "activité indépendante" et "transferts et/ou rentes" constituent les sources respectivement pour 6,5 % et 6,4 % des ménages ruraux pauvres. Ainsi, même si 46,3 % des ménages ruraux

pauvres se caractérisent par la pluralité des sources de revenu, il semble que cette pluralité ne génère pas suffisamment de revenus pour se soustraire de la pauvreté.

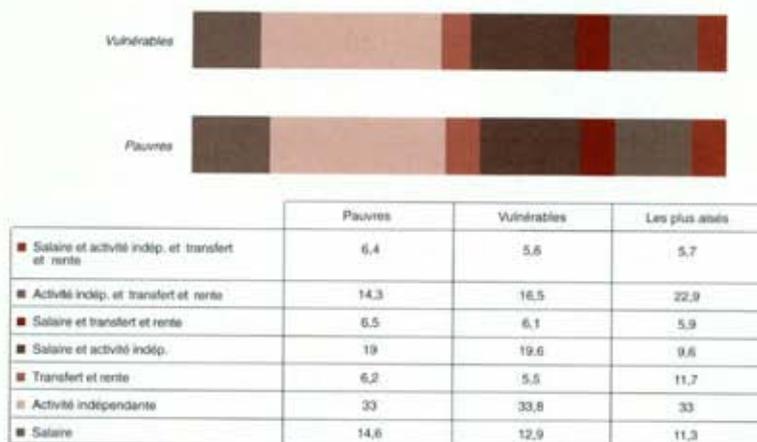
De leur côté, les ménages vulnérables comptent essentiellement sur les gains générés par l'exercice d'un emploi indépendant (33,8 %), d'emploi salarié (12,9 %) et de la jonction de l'emploi salarié et de l'activité indépendante (19,6 %). C'est aussi un groupe social qui compte le moins sur les revenus provenant des "transferts et/ou rentes" (5,5 %). Les revenus provenant de la pluralité des sources concernent 47,8 % des ménages vulnérables : 19,6 % de l'emploi salarié et de l'activité indépendante, 16,5 % des "transferts et/ou rentes" et de l'emploi indépendant, 6,1 % de l'emploi salarié et des "transferts et/ou rentes" et enfin 5,6 % de l'emploi salarié, de l'activité indépendante et des "transferts et/ou rentes".

Concernant les ménages ruraux aisés, ils sont caractérisés par l'importance des activités indépendantes à raison de 33,0 % contre 11,3 % pour l'emploi salarié. Parmi tous les groupes sociaux ruraux, on relève que c'est au niveau des ménages aisés que les "transferts et/ou les rentes" sont importants, 11,7 %. La jonction des revenus provenant à la fois de l'emploi indépendant, des "transferts et/ou rentes" concerne 22,9 % des ménages ruraux aisés. L'emploi salarié combiné aux "transferts et/ou rentes" n'est source de revenu que pour 5,9 % des ménages ruraux aisés contre 9,6 % pour la combinaison "emploi salarié et activités indépendantes".

Il ressort de ces données que la lutte contre les dénuements économiques et la dégradation des

conditions d'être des différentes strates de populations et plus particulièrement les ruraux défavorisés, passe nécessairement par la diversification des sources de revenu, la rentabilisation des activités indépendantes généralement de type informel et le renforcement de la solidarité sociale et intergénérationnelle. Dans un horizon lointain, l'augmentation des revenus des ménages défavorisés devra être basée sur le renforcement des activités créatrices d'emplois et surtout génératrices de revenu et l'investissement dans les capacités humaines (éducation, formation et alphabétisation) qui rentabilisent l'exercice de ces activités.

Structure (en %) des sources de revenus des ménages ruraux



Sources de revenu et perception de l'évolution des niveaux de vie

Pour mieux appréhender le degré de l'évolution des niveaux de vie des débuts des années 1990 aux débuts des années 2000, on a analysé le lien entre les sources de revenu et le jugement qu'ont les ménages vis-à-vis de l'évolution de leur niveau de vie au cours de cette période. Les résultats obtenus montrent qu'au niveau national, les jugements s'avèrent plus ou moins influencés par la nature et la structure des sources de revenu. Ceci indique que ce ne sont probablement pas les sources de revenu qui déterminent l'appréciation des ménages vis-à-vis de l'évolution des niveaux de vie.

Ainsi, abstraction faite des sources de revenu, à l'échelle nationale, 47,1 % des ménages jugent une régression

nette des niveaux de vie par comparaison à la situation du début des années 90, 27,4 % ont plutôt confirmé une amélioration et 23,7 % une stagnation des niveaux de vie. Par milieu de résidence, ces proportions s'établissent respectivement à 47,3 %, 27,9 % et 23,0 % en milieu urbain et à 46,8 %, 26,7 % et 24,7 % en milieu rural.

L'analyse des sources de revenu selon l'appréciation des ménages urbains vis-à-vis de l'évolution des niveaux de vie révèle que, parmi les ménages vivant uniquement des "transferts et/ou rentes", 51,9% considèrent que leurs niveaux de vie se sont détériorés. A l'opposé, parmi ceux dont les revenus proviennent uniquement de l'emploi salarié, 44,0 % seulement estiment que leur niveau de vie s'est détérioré. D'autre part, parmi les ménages urbains dont les revenus proviennent et de l'exercice d'une activité indépendante

et des "transferts et/ou rentes", cette proportion est de 49,6 %. Ils s'opposent aux ménages ayant comme source de revenu les "transferts et/ou rentes" (51,9 %) et à ceux vivant uniquement des revenus procurés par l'exercice d'activités indépendantes (48,0%).

Il faut cependant noter qu'en termes de structures, les ménages qui considèrent que leur situation s'est dégradée, sont ceux qui vivent uniquement d'emploi salarié (28,8 %), suivis de ceux ayant comme source de revenus à la fois les salaires, les transferts et les rentes (17,3 %) et l'emploi indépendant (16,0 %).

Dans les zones rurales, 37,7 % des ménages vivant des activités indépendantes considèrent que leur niveau de vie s'est amélioré contre 18,2 % pour ceux qui combinent l'emploi indépendant aux "transferts et/ou rentes". Les ménages ruraux qui ne comptent que sur les salaires ne représentent que 10,1 % des ménages dont les niveaux de vie se sont améliorés. Cette proportion est de 14,8 % pour ceux dont les revenus proviennent à la fois de l'emploi salarié et de l'activité indépendante.

Quant à la détérioration des niveaux de vie, elle est observée parmi les ménages dont les revenus proviennent de l'emploi indépendant (33,6 %), suivis de ceux disposant des revenus provenant et de l'activité indépendante et des "transferts et/ou rentes" (18,1 %). Les ménages qui vivent uniquement des salaires représentent 12,8 % dans le total des ménages dont les niveaux de vie se sont détériorés contre 15,4% pour ceux vivant à la fois d'une activité indépendante et d'un emploi salarié.

En somme, parmi toutes les sources de revenus, ce sont plutôt les ménages ruraux dont les revenus proviennent de la pluriactivité essentiellement l'emploi salarié et les activités indépendantes, les rentes et les transferts (autrement dit ceux qui disposent de plusieurs sources de revenu) qui déclarent relativement plus souvent que leur niveau de vie s'est amélioré durant les dix dernières années (32,4 %). En revanche, ceux qui vivent uniquement des "transferts et/ou rentes" (51,2 %) et ceux combinant à la fois les salaires, les rentes et les transferts (52,0 %) semblent être les plus touchés par la régression des niveaux de vie.

Ce papier a revisité les données de l'enquête consommation 2001 dont notamment ses modules portant sur les sources de revenu et l'appréciation de

l'évolution des niveaux de vie. Il a élaboré une classification des sources de revenus, basée sur les jugements des ménages et l'a utilisée pour analyser l'apport de la pluriactivité au niveau de vie et à son évolution. Tous les résultats obtenus sont de type qualitatif et méritent d'être corroborés par des données quantitatives. L'enquête sur les niveaux de vie 2006/2007 permettra de procéder à une analyse quantitative de ces dimensions. Les principales conclusions qui en ressortent sont les suivantes.

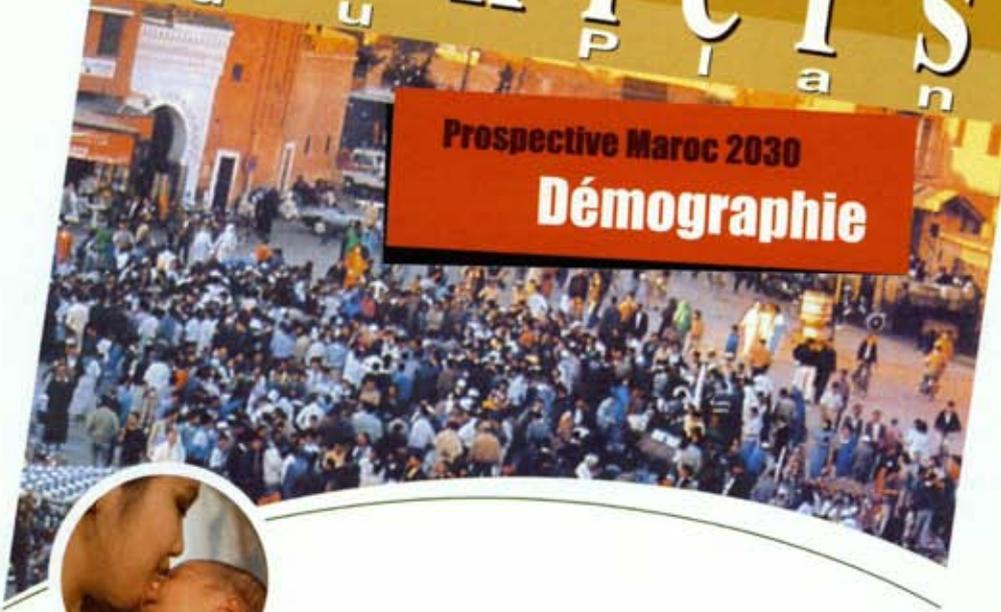
Sur le plan des sources de revenus, les ménages pauvres et vulnérables comptent moins sur la pluriactivité que sur les sources uniques de revenu. Les combinaisons de sources de revenus les plus fréquentes chez ces ménages sont les emplois salarié et indépendant. Quel que soit le milieu de résidence, cette frange de la population compte moins sur les "transferts et/ou rentes" que sur l'emploi indépendant suivi de l'emploi salarié. Près des 2/3 des ruraux pauvres et près des 3/4 des urbains pauvres comptent à la fois sur les activités indépendantes et/ou salariées. Ceux d'entre eux qui comptent uniquement sur l'activité salarié ne représentent que 14,6 % et 35,5 %, respectivement. Ces données sont formelles quant à la nécessité de fonder la lutte contre la pauvreté sur les activités indépendantes exercées par les populations urbaines et rurales pauvres.

Concernant l'interrelation entre la pluriactivité, la pauvreté et l'évolution des niveaux de vie, ce papier a montré que plus les sources de revenu sont diversifiées, moins la pauvreté est répandue. Toutes choses étant égales par ailleurs dont notamment la rentabilité des activités, les combinaisons qui optimisent la réduction de la pauvreté, sont « l'emploi salarié et les transferts et/ou rentes » (taux de pauvreté en 2001 égal à 10,5%), « l'emploi salarié, l'activité indépendante et les transferts et/ou rentes » (14,5%), suivies de « l'activité indépendante et les transferts et/ou rentes » (15,2%). En termes d'évolution des niveaux de vie, les ménages les plus satisfaits sont ceux qui comptent à la fois sur « l'emploi salarié, l'emploi indépendant et les transferts et/ou rentes » (taux d'amélioration des niveaux de vie de 30,6 %), suivis de « l'emploi indépendant et les transferts et/ou rentes » (28,4 %) et « l'emploi salarié et les transferts et/ou rentes » (27,2 %). Ces données confirment le constat précédent au sujet de la prise en compte des schémas de survie et de sécurité des ménages dans tout projet d'amélioration des niveaux de vie. ■

Les Cahiers d u P l a n

Prospective Maroc 2030

Démographie



**Fécondité et santé :
la mère et l'enfant**

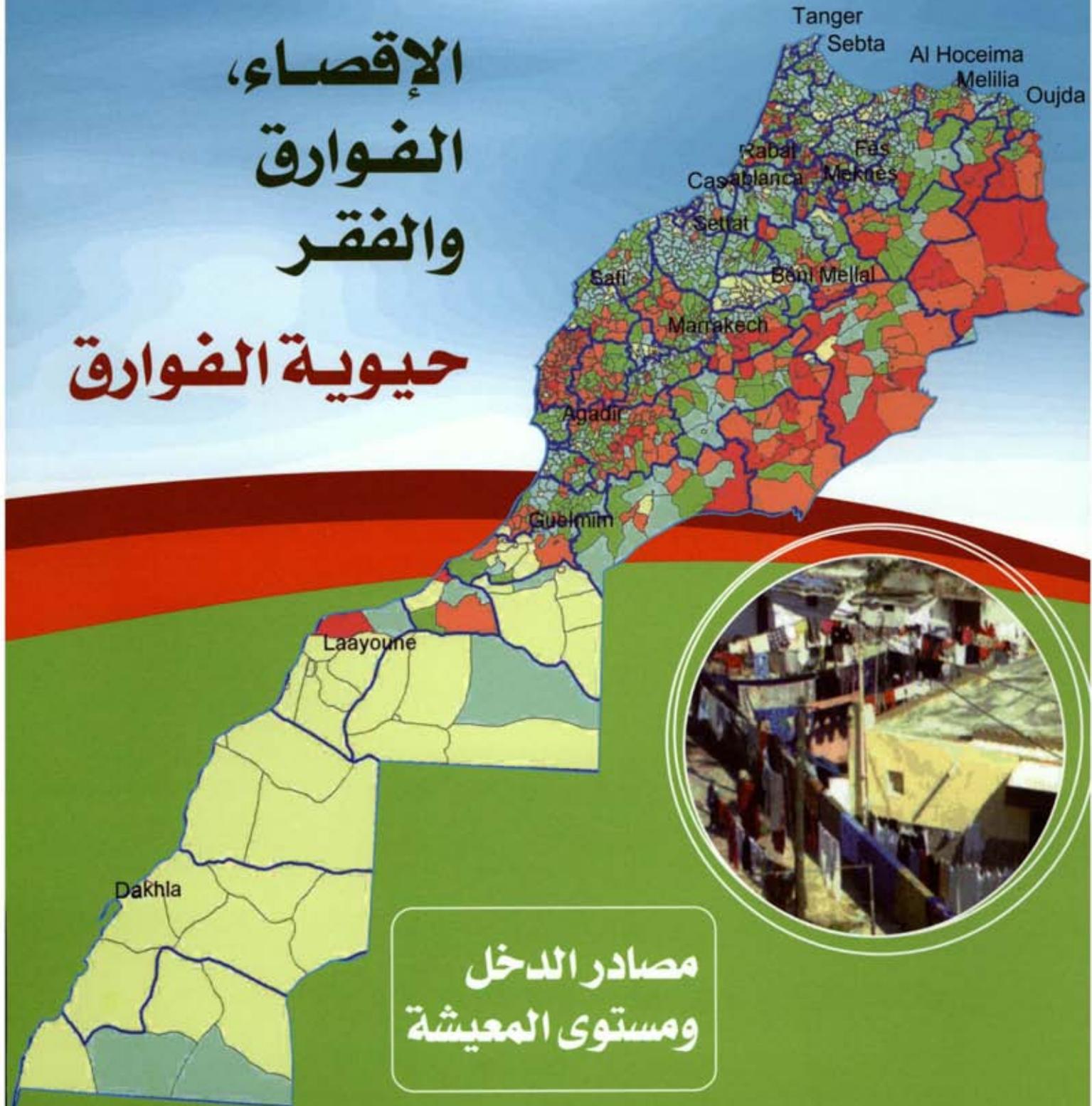


**La compétitivité
de l'économie marocaine**

N° 16 • décembre 2007 - janvier 2008 • Prix : 20 Dhs

دفاतर النخطبط

الإقضاء،
الفوارق
والفقر
حيوية الفوارق



مصادر الدخل
ومستوى المعيشة



محتويات العدد

■ حيوية الضارق : اتجاهات، موجبات وعناصر السياسات

خالد السوداني

■ الإقصاء، الفوارق والفقير : الانتقال الاجتماعي ومحدداته

محمد ادويديش

■ مصادر الدخل ومستوى المعيشة : مقارنة كيفية

عبد القادر طيطو

الهاتف : 037 76 28 20

037 76 99 85

الفاكس : 037 66 07 71

ص.ب. 178 الحي الإداري الرباط، المغرب

الرئيس

أحمد الحليني علمي
المندوب السامي للتخطيط

تأسيس ورئاسة التحرير

أحمد الكوهن المغيلي

اللجنة العلمية

أحمد ابراهيمي
عبد الرحمان حواش
عبد اللطيف القراخ
مصطفى أقيبر
أحمد اجميلة
جمال بورشاشن
محمد ادويديش
علي العقاوي
عبد الحق غللات
عبد العزيز معلمي
مراد كرواني

الناشر

المركز الوطني للتوثيق
الهاتف : 037 77 10 32
037 77 09 84
037 77 30 08
الفاكس : 037 77 31 34
أكدال، الرباط

الإيداع القانوني

2004/139

منشورات

المندوبية السامية للتخطيط
البريد الإلكتروني :
cahiersduplan@yahoo.fr

الموقع الإلكتروني :
www.hcp.ma

إنجاز

ديوان 3000

المطبعة

المعارف الجديدة
الهاتف : 037 79 47 08 / 09

دفاتر التخطيط تنشر المقالات حسب اللغة التي كتبت بها.

الكتاب مسؤولون على محتوى مقالاتهم.

يمكن قراءة مقتطفات من هذه المجلة على الموقع الإلكتروني

للمندوبية السامية للتخطيط.

ملخص حول موضوع :

الإقصاء، الفوارق والفقر

الانتقال الاجتماعي ومحدداته

بقلم محمد ادويديش، م.س.ت.

انخفاض الفقر خلال 1970-2004، وسمود الفوارق تجاه التقليل خلال 1985-2001 واستقرار نسبة الهشاشة الاقتصادية في مستويات عليا خلال نفس المرحلة.

من أهم خلاصات هذه الورقة، هناك أيضا، كون محددات الفقر لا تنحصر فقط في الفوارق والتنمية الاقتصادية كما تصر على ذلك أدبيات المؤسسات الدولية المختصة، بل تتعدى ذلك لتشمل التنمية البشرية، والتنمية الاجتماعية، والدمج الاجتماعي، والشغل، والسكن. تلك هي عوامل التغيير التي بدونها يصعب تكهن مستويات الفقر وتسطير النهج المؤدي لتحقيق هدف «الفقر-صفر» المتجانس مع الوطأة المحتملة اجتماعيا للفوارق والإقصاء. علما أن ترتيب هذه العوامل حسب أثرها على الفقر يتغير من وسط لآخر ومن جماعة الى أخرى. ذلك أن التنمية والفوارق لا يستأثران بأهمية قصوى في الحد من الفقر إلا في الجماعات الأكثر فقرا، حيث تتعدى نسبة الفقر 30%. أما في الجماعات الأقل فقرا، التي تقل فيها نسبة الفقر عن 5%، فإن التنمية البشرية متبوعة بالفوارق تعد من أهم محددات الفقر. ولأن الهدف البعيد المدى في المجال الاجتماعي هو خفض الفقر والفوارق والإقصاء الى أقصى الحدود، فإن هذه الدراسة خلصت الى أن التنمية البشرية والتوزيع الاجتماعي المتكافئ لمردود التنمية الاقتصادية يشكلان مفتاح مستقبل النسق الاجتماعي المتوازن ■

تعالج هذه الورقة عوامل التحكم في تطور الإقصاء والفوارق، والفقر توخيا لضبط أسس الارتقاء الى تنمية اجتماعية مدمجة ومصوبة نحو خدمة الساكنة الفقيرة. في البداية، تم التساؤل حول العتبات الدنيا، المطابقة اجتماعية "socialement tolérable"



والتي يجب أن تتجه إليها كل من هذه الظواهر الاجتماعية خلال السنوات المقبلة، آخذين بعين الاعتبار ترابطها العضوي. بعد ذلك، أوضحت هذه الورقة أن الكلفة الاقتصادية والاجتماعية للفقر جد ضخمة وأن هذه الآفة تشكل عائقا محوريا لتطور كل مكونات المجتمع، مما يفرض إعداد شروط الانتقال الى مستقبل تتمحور فيه التنمية الاجتماعية حول الساكنة المقصاة منها بصفة عامة، والساكنة الفقيرة بصفة خاصة.

انبتت المقاربة المعتمدة في صياغة عوامل هذا المستقبل على تقييم السياسات التنموية السالفة من حيث تأثيرها على الفقر والفوارق والإقصاء، ثم على بؤادر التغيير، بل القطيعة مع أنساق تنمية ظلت، لأمد طويل، في خدمة الفئات الوسطى والغنية. ذلك أن الجمود الاجتماعي ينتج عن صلابة البنيات التعليمية والاقتصادية والاجتماعية تجاه إدماج الفئات الفقيرة والهشة، وأن هذه الصلابة تعد اليوم من أسباب التباطؤ المتواصل لنسبة

ملخص حول موضوع :

مصادر الدخل ومستوى المعيشة

مقاربة كيفية

بقلم عبد القادر طيطو، م.س.ت.

المستأجر. ويعتمد ثلثي (2/3) القرويين الفقراء وثلاثة أرباع (3/4) الحضريين الفقراء على الأنشطة المستقلة و/أو المستأجرة. وتبلغ نسبة الأسر الفقيرة التي تعتمد فقط على الأنشطة المستأجرة 14,6% بالوسط القروي و35,5% بالوسط الحضري. تؤكد هذه النتائج ضرورة إرساء سياسات محاربة الفقر على الأنشطة المستقلة المزاولة من طرف السكان القرويين والحضريين في وضعية الفقر.

فيما يخص الارتباط بين ممارسة الأسر لأنشطة متعددة واحتمال الفقر وتطور مستوى المعيشة، توضح هذه الدراسة، أنه كلما تعددت مصادر دخل الأسر كلما قل احتمال إصابتها بالفقر. فبغض النظر عن مردودية الأنشطة المزاولة من طرف الأسر، فإن التشكيلات المثلى للحد من الفقر تتمثل في «النشاط المستأجر والتحويلات و/أو دخل الممتلكات غير المالية والمالية» (نسبة الفقر في سنة 2001 بلغت 10,5%) و«الأنشطة المستأجرة، والأنشطة المستقلة، والتحويلات و/أو دخل الممتلكات غير المالية والمالية (14,5%)».

فيما يخص تطور المستوى المعيشي، فإن الأسر التي اعتبرت أن مستواها تحسن، هي التي تعتمد في مصدر دخلها في نفس الوقت على التركيبة «الشغل المستأجر، والأنشطة المستقلة والتحويلات و/أو دخل الممتلكات غير المالية والمالية» (28,4%)، و«الشغل المستأجر والتحويلات و/أو دخل الممتلكات غير المالية والمالية» (27,2%). هذا وتزكي هذه المعطيات الخلاصة السالفة الذكر فيما يخص الأخذ بعين الاعتبار الاستراتيجيات العائلية في مشروع يستهدف تحسين وتأمين الأسر من تدني مستوى معيشتها. ■

اعتمدت هذه الدراسة على معطيات البحث حول الاستهلاك لسنة 2001، المتعلقة بالترتيب الكيفي لمصادر دخل الأسر والتحويلات التي عرفتھا الوضعية السوسيو اقتصادية من بداية التسعينات الى سنة 2001. تم توظيف هذه المعطيات للإجابة على سؤالين محوريين. يتعلق الأول بمدى أهمية تعدد مصادر الدخل، ثم



الأنشطة الاقتصادية لدى نفس الأسرة في الحد من الفقر، والثاني بمدى ارتباط هذا التعدد بحماية الأسرة من تدهور مستوى معيشتها. للإجابة على هذين السؤالين، تم وضع تصنيف تحليلي لمصادر دخل الأسر ودراسة علاقة تعددها وطبيعتها بالتركيبة الاجتماعية لمستويات المعيشة، والمتمثلة في الفئات الفقيرة، والهشة، والمتوسطة والغنية. تعد النتائج المستخلصة من هذه الدراسة ذات طابع كيفي ويحق تزكيته بمعطيات كمية لمصادر الدخل. وسيمكن البحث حول مستوى المعيشة لسنة 2006-2007 من تحليل كمي لهذه الجوانب. أما خلاصاتها الرئيسية فهي كالتالي :

على صعيد مصادر الدخل، فإن الأسر الفقيرة والهشة تعتمد بنسبة أكبر على المصدر الوحيد للدخل بدل تعدد هذه المصادر. يلاحظ أن التشكيلة لمصادر الدخل الأكثر انتشارا بين هذه الشريحة من الأسر هي «الشغل المستأجر والأنشطة المستقلة». كيفما كان وسط الإقامة، فإن هذه الفئة من السكان تعتمد بنسبة ضعيفة في مصادر دخلها على «التحويلات - الممتلكات غير المالية والمالية» مقارنة بالأنشطة المستقلة متبوعة بالشغل