

**ROYAUME DU MAROC
HAUT-COMMISSARIAT AU PLAN**

Dynamique de la pauvreté au Maroc 1985-2007

Par : Doudich M. ; Souli K. et Ezrari A.

Sommaire

Synthèse

Introduction

Chapitre I : dynamiques de la pauvreté des ménages

À-propos de l'analyse dynamique de la pauvreté

1. Approches de mesure de la dynamique de la pauvreté

1.1. L'approche microéconomique : le triangle pauvreté-croissance-inégalité

1.2. L'approche économétrique de la relation pauvreté-inégalité-croissance

2. Analyse dynamique de la pauvreté : approche microéconomique

2.1. À propos de l'évolution de la pauvreté : quelques points de repère

2.2. Décomposition de la pauvreté par milieu de résidence

2.3. Analyse dynamique de la pauvreté

2.3.1. Résultats de la décomposition statique de la pauvreté : une analyse *ex ant* de la relation pauvreté-inégalité-croissance

A. Elasticité pauvreté-croissance et pauvreté-inégalité : constats et tendances

B. Inégalité et pauvreté : forte sensibilité de la pauvreté urbaine à l'inégalité

C. Lutte contre la pauvreté : arbitrage entre la croissance et la réduction de l'inégalité

D. Sensibilité d'élasticité des indices de pauvreté

E. Perspectives de réduction de la pauvreté

2.3.2. Résultats de la décomposition dynamique de la pauvreté : une analyse *ex post* de la relation pauvreté-inégalité-croissance

2.3.3. La croissance est-elle pro-pauvres?

A. Approche de mesure : la croissance pro-pauvres selon Ravallion & Chen (2003)

B. Présentation des résultats

Conclusion

Chapitre II : capacités des ménages à s'extraire de la pauvreté, analyse en termes de bien-être

1. Ratio de bien-être et taux de pauvreté: tendances comparées

2. Mesure des déterminants de la dynamique de la pauvreté

3. Analyse des résultats

3.1. Déterminants des niveaux de vie

3.2. Source de la croissance des niveaux de vie et de la baisse de la pauvreté

Conclusion

Chapitre III : Analyse dynamique de la pauvreté à l'échelle locale : approche de panel

1. Objet

2. Méthodologie d'analyse : approche économétrique

3. Spécification des modèles économétriques

4. Analyse des résultats

4.1. Croissance et inégalité : des liens étroits avec la réduction de la pauvreté communale

4.2. Impacts différentiels des facteurs démographiques et socioéconomiques sur la dynamique de la pauvreté communale

A. Impacts des changements démographiques

B. Infrastructure locale et pauvreté

C. Activité économique et pauvreté communale

4.3. Dynamique de la pauvreté communale en milieu urbain : cas du modèle triangulaire élargi

A. Raffermissement des liens triangulaires croissance-équité-pauvreté dans les communes urbaines

B. Impact des changements démographiques

C. Marché du travail et dynamique de la pauvreté dans les communes urbaines

4.4. Dynamique de la pauvreté communale en milieu rural : cas du modèle triangulaire élargi

A. Raffermissement des liens triangulaires croissance-équité-pauvreté dans les communes rurales

B. Démographie et dynamique de la pauvreté des communes rurales

C. Insertion économique et dynamique de la pauvreté des communes rurales

4.5. Dynamique de la pauvreté provinciale

4.6. Dynamique de la baisse de la pauvreté communale

Conclusion

Annexe 1 : Test de Kakwani de l'égalité des indices de pauvreté

Annexe 2 : Effets de croissance et d'inégalité sur la variation de la pauvreté : Méthodologie de mesure

Annexe 3 : Méthode et résultats de la décomposition du ratio du bien-être

Annexe 4 : Econométrie des données de panel

Annexe 5 : Résultats de la modélisation économétrique et des tests de spécification

Références bibliographiques

Résumé

La présente étude procède à une analyse approfondie des liens entre croissance économique, inégalité et pauvreté, aussi bien sur le plan statique que sur le plan dynamique. Il s'agit d'analyser, selon des approches, méso-économique et micro-économique, le rôle de la croissance et de l'inégalité dans les changements qu'a connus la pauvreté au Maroc entre 1985 et 2007, et d'évaluer à partir de données de panel, l'impact du développement économique, du bien-être social et des facteurs démo-socio-économiques sur la dynamique de la pauvreté aux niveaux national, provincial et communal.

Synthèse

La pauvreté des ménages, tout comme celle des communes et provinces, n'évolue, ni dans le même sens, ni au même rythme. C'est ainsi que, de 1994 à 2004, le taux de pauvreté a été réduit à l'échelle nationale de 16,5% à 14,2% (puis à 8,9% en 2007), mais il n'a significativement diminué que dans 40% de communes. Il a stagné dans 17% des communes et augmenté dans le reste (43%).

Trois approches méthodologiques complémentaires ont été mises en œuvre pour appréhender les facteurs à l'origine des changements dans la pauvreté, observés entre 1985 et 2007. La première établit une décomposition de la pauvreté en effets purs de croissance d'une part et d'inégalité, d'autre part, en vue d'éclairer l'arbitrage entre l'équité sociale et la croissance économique à l'échelle nationale, urbaine et rurale. La deuxième décompose, à l'échelle des ménages, les écarts de bien-être économique¹, par période, d'une part en effets de dotation et, d'autre part, en effets de rendement des déterminants de la pauvreté. Quant à la troisième, elle analyse, à l'échelle communale et provinciale, les changements dans la pauvreté locale, dus à l'inégalité, à la croissance et aux atouts de l'environnement socio-économique des ménages. Ces approches posent la question de la pauvreté en termes de dynamique, de facteurs de réduction et d'équilibres, social et spatial, du développement. Leur mise en œuvre se fonde sur les données des cartes de la pauvreté, et des enquêtes sur la consommation et le niveau de vie, réalisées par le HCP entre 1985 et 2007.

Il en ressort que l'inégalité des niveaux de vie à l'échelle nationale impacte sensiblement l'évolution de la pauvreté et que la croissance seule reste insuffisante pour réduire la pauvreté. Il en va de même à l'échelle méso-économique, dans la mesure où l'impact croisé de l'inégalité et de la croissance explique les changements dans la pauvreté à l'échelle communale et provinciale. La croissance locale et la réduction de

¹ Le bien-être économique est mesuré par le ratio de bien-être. Ce ratio exprime le niveau de vie des ménages (dépense de consommation par habitant) en termes de multiples du seuil de pauvreté.

l'inégalité intercommunale et interprovinciale s'avèrent, dans ce cas, des options pro-pauvres intimement complémentaires.

Sur le plan macro-économique, toute croissance économique entraînerait une réduction de la pauvreté de façon plus que proportionnelle, pourvu que cette croissance ne génère pas une hausse de l'inégalité. L'impact de la réduction de l'inégalité sur la baisse de la pauvreté est, en fait, plus grand que celui de la croissance. En 2007, une réduction de 1% de l'inégalité donnait lieu à une baisse de la pauvreté de 5,9%, alors que cette baisse n'était que de 2,9% suite à une croissance, neutre à l'inégalité, de 1%. Par milieu de résidence, ces proportions sont respectivement de 9,5% versus 3,6% en milieu urbain et de 3,2% versus 2,7% en milieu rural.

Par ailleurs, la baisse de la pauvreté suite à la croissance économique devient de plus en plus grande au fil des années et à tous les niveaux (urbain, rural et national). Cette tendance stipule que, dans le contexte d'une stabilité des inégalités, la croissance est, de plus en plus, prometteuse en matière de réduction de la pauvreté. En outre, au cours de la période 1985-2007, la baisse de la pauvreté suite à une réduction de l'inégalité a été plus que deux fois plus importante en milieu urbain qu'en milieu rural. Ce qui traduirait la plus grande sensibilité sociale des zones urbaines à l'égard de l'inégalité. C'est dire que, dans le milieu urbain, la pauvreté se réduirait grâce à la baisse des inégalités dans un contexte de croissance économique aussi bien forte que faible. Dans le premier cas, l'impact de l'inégalité s'ajoute à celui de la croissance, et, dans le second cas, il le contrebalance. Réduire la pauvreté urbaine, même dans une période de récession économique, revient, dans ces conditions, à assurer une meilleure redistribution des richesses.

Dans le milieu rural, la réduction de la pauvreté échoit essentiellement à l'effet de la croissance. Mais l'atténuation de la profondeur et de la sévérité de la pauvreté des ruraux est tributaire, à la fois, de la croissance et de l'inégalité. Autrement dit, ce sont les plus pauvres parmi les ruraux pauvres qui pâtisseraient le plus de la hausse des inégalités dans le milieu rural. D'où l'importance du ciblage géographique de la pauvreté, conjugué aux mesures de contrôle, de prévention et de correction de l'impact des facteurs de risque, en vue de stabiliser l'inégalité des niveaux de revenu et de vie.

Au niveau méso-économique, le recul de la pauvreté pourrait être optimisé davantage en agissant sur les liens triangulaires entre croissance, inégalité et pauvreté, à l'échelle locale, et en atténuant les écarts territoriaux aussi bien communaux que provinciaux.

Dans les communes urbaines, l'impact de l'équité a été de l'ordre de celui de la croissance en termes de baisse de la pauvreté communale, soit respectivement 4,1% et 4,3%. Telle parité montre que la réduction de la pauvreté communale peut être fondée sur la relance d'une croissance locale biaisée en faveur des populations pauvres. De même, le dosage de ces deux facteurs, croissance et équité, pourrait se révéler un outil capital dans la lutte contre la pauvreté communale. En revanche, en milieu rural, l'impact de l'équité intercommunale (2,3%) s'avère plus déterminant de la baisse de la pauvreté que celui de la croissance locale (1,6%).

Ces liens sont aussi détectés au niveau provincial. Ils montrent qu'il est plus judicieux d'agir, à la fois, sur la croissance locale et l'inégalité interprovinciale pour impacter fortement le recul de la pauvreté. Nous en retenons que la redistribution géographique des richesses au

profit des provinces (dont communes) pauvres conduirait, à la fois, à moins de pauvreté et à moins d'inégalité.

En somme, toute croissance du niveau moyen du revenu n'entraîne pas nécessairement une réduction de la pauvreté. Pour qu'une croissance, forte ou élevée, ait des effets bénéfiques sur la réduction de la pauvreté, il est inéluctable de stabiliser l'inégalité. Dans une telle condition, tout effort de croissance permet de réduire l'incidence, la profondeur et la sévérité de la pauvreté à des taux importants. En revanche, si la croissance économique induit une croissance conjointe de l'inégalité, il est possible d'assister à une aggravation de la pauvreté. Pour avoir un effet favorable sur la réduction de la pauvreté, la croissance économique doit, en fait, avoir un taux supérieur à celui de l'inégalité au moins de trois fois. C'est ainsi que lorsque les inégalités se creusent, la croissance a moins d'impact sur le recul de la pauvreté. Ce qui ne permettrait pas d'avoir une croissance pro-pauvres. Il est donc indispensable que la réduction de l'inégalité soit une composante fondamentale de toute stratégie de lutte contre la pauvreté.

Il y a cependant lieu de noter que la croissance et l'inégalité n'expliquent pas à elles seules la dynamique de la pauvreté. Faut-il encore que les populations aient, partout, un environnement socio-économique favorable ainsi que les aptitudes d'une insertion efficace dans le processus de développement, de croissance et d'équité. Il est question notamment du contrôle de la fécondité, du socio-éducatif et des opportunités d'insertion professionnelle au niveau locale.

Sur le plan démographique, la taille du ménage, indice clé de la composition démographique, exerce un effet négatif sur la sortie de la pauvreté des ménages. Cet effet est plus élevé en 2007 qu'en 2001 ou encore en 1985. Pour un couple, l'arrivée du premier enfant s'accompagne, en moyenne, toutes choses égales par ailleurs, d'une réduction de la consommation par tête, de plus en plus grande, de 7,5% en 1985, de 9,0% en 2001 et de 17,5% en 2007.

Par rapport au capital scolaire, le rendement, en termes de réduction de la pauvreté, de l'éducation aux niveaux secondaire et supérieur a été sensiblement amélioré entre 2001 et 2007, contre une baisse significative entre 1985 et 2001. Celui des études supérieures a augmenté de 42,9%, entre 2001 et 2007, après avoir diminué de 6,3% entre 1985 et 2001. La même tendance a été enregistrée par l'effet de la proportion des alphabétisés parmi les '15 ans et plus'. L'augmentation d'une unité du nombre moyen des alphabétisés par ménage produisait une hausse du niveau de vie de 10,6% en 1985, de 6,7% en 2001 et de 8,7% en 2007. En outre, l'insertion professionnelle d'un actif de niveau d'études supérieures augmentait les chances de sortie de la pauvreté de 26,1% que celles qui résultent de l'insertion d'un actif de niveau collégial.

Sur le plan géographique, la période 1985-2001 a été caractérisée par un glissement relatif de l'effet de la résidence à Rabat-Salé-Zemmour-Zaër sur la sortie de la pauvreté au profit du Grand Casablanca. Par la suite, la période 2001-2007 a connu l'émergence des régions du sud et de Tanger-Tétouan comme de nouveaux espaces où les chances de sortie de la pauvreté surpassent, pour la première fois, celles observées au Grand Casablanca. Cet élargissement des pôles à faible risque de pauvreté ne devrait en aucun cas occulter le fait que les chances de sortie de la pauvreté, en référence à la situation vécue au Grand Casablanca, demeurent

sensiblement réduites au Gharb-Chrarda-Beni Hssen (de 20,9% en 2007), à Meknès-Tafilalt (21,8%) et à Doukkala-Abda (18,2%).

Concernant le profil socio-économique de la pauvreté, l'on note une sensibilité, de plus en plus, grande des niveaux de vie à l'inactivité et au chômage, et une tendance à la féminisation de la pauvreté. La comparaison des rendements des déterminants du ratio de bien-être montre qu'une double évolution s'est produite entre 1985 et 2007. Il s'agit de la réduction de la capacité financière des ménages à absorber davantage les chocs familiaux liés, d'une part, à l'infirmité ou à la maladie chronique, de 1,9% en 1985 contre 5,2% en 2007, et, d'autre part, au chômage d'un membre du ménage, de 8,1% en 2007 versus 7,8% en 2001.

Dans ce même ordre d'idées, contrairement à ce que stipule l'analyse descriptive des données, les ménages ayant une cheftaine sont relativement désavantagés en termes de chances de sortie de la pauvreté. Ce désavantage s'est creusé entre 2001 (-2,8%) et 2007 (-5,9%), ce qui montre que le pays observe une féminisation, lente mais continue, de la pauvreté.

Concernant l'environnement socio-économique, certains facteurs caractérisant la démographie, le capital scolaire et l'insertion économique au niveau local, ont notablement conditionné la dynamique de la pauvreté des communes et des provinces au cours de la période 1985 – 2007. Faut-il rappeler que la pauvreté a été réduite essentiellement dans les localités où la fécondité est relativement faible et où les structures de production se modernisent le plus.

En effet, à côté de la croissance économique et l'équité sociale, la lutte contre la pauvreté devraient s'étendre au renforcement de la capacité des ménages à s'auto-protéger durablement de la pauvreté. En réduisant les charges familiales, en accroissant le capital scolaire des ménages, en créant de l'emploi et en améliorant l'insertion économique des personnes qualifiées, de nouvelles opportunités s'ouvrent aux ménages pauvres et appuient leurs chances de sortie de la pauvreté. Le caractère multidimensionnel de ces facteurs confirme la pertinence d'une vision globale de la lutte contre la pauvreté, intégrant différents secteurs et assurant la convergence de leurs actions. C'est précisément la conception et la méthode qui a présidé à l'INDH, ce qui a constitué une rupture historique avec les approches antérieures de la pauvreté et des moyens de son éradication.

Introduction

Les récents travaux théoriques et empiriques, menés de par le monde, sur la nature des liens croissance-inégalité-pauvreté, jettent plus d'ambiguïtés que de lumières dans la mesure où ils demeurent non systématiques. Il est établi qu'une croissance économique rapide ne suffit pas à diminuer la pauvreté et risque de laisser de côté une partie de la population et d'augmenter les inégalités. Tout comme il est possible que la croissance et le recul de la pauvreté vont de pair pourvu que le rythme de croissance économique soit en mesure d'inhiber les effets de la recrudescence des inégalités. D'emblée, dans la mesure où l'inégalité change, sa relation avec la croissance varie d'un contexte à l'autre sans qu'il y ait de liens d'une forme quelconque.

D'emblée, le caractère multidimensionnel de la pauvreté pose la question sur la capacité des ménages à s'extraire de la pauvreté. De par l'évolution des caractéristiques démographiques et socioéconomiques des ménages, certains facteurs s'érigent fortement corrélés avec la baisse de la pauvreté, alors que d'autres s'avèrent inhérents à sa persévérance.

Au Maroc, les études sur les liens entre croissance économique, inégalité et pauvreté, sont d'apparition récente et en cours de défrichage. Les quelques recherches qui se sont intéressées de près ou de loin à la question, ont porté sur des aspects particuliers de la problématique, tout en couvrant une courte période. La mobilisation de cinq sources de données, à savoir les enquêtes sur la consommation et les dépenses des ménages (Encdm) de 1984/85 et 2000/01, les enquêtes sur le niveau de vie des ménages (Ennvm) de 1990/91 et 2006/07, et les cartes de pauvreté de 1994 et 2004, permet de procéder, pour la première fois, à une analyse quelque peu approfondie du phénomène, et d'esquisser une ébauche explicative quant aux interactions entre croissance économique, inégalité et pauvreté aussi bien sur le plan statique que sur le plan dynamique. Il s'agit d'analyser, selon une approche microéconomique, le rôle de la croissance et de l'inégalité dans les changements qu'a connus l'évolution de la pauvreté, et d'évaluer à partir de données de panel, l'impact

du développement économique, de bien-être social et de facteurs démo-socio-économiques sur la dynamique de la pauvreté au niveau agrégé aussi bien communal que provincial .

La croissance est-elle une condition suffisante pour réduire pertinemment la pauvreté ? L'inégalité génère-t-elle la pauvreté ? Quel arbitrage y a-t-il entre croissance et inégalité en matière de lutte contre la pauvreté ? Ces questions sont abordées au premier chapitre, axé essentiellement sur la décomposition des changements des formes de la pauvreté en effets purs de croissance et d'inégalité.

Le deuxième chapitre élargit la gamme des facteurs en mesure d'infléchir la pauvreté des ménages. Il traite de leurs capacités de s'extraire à la pauvreté monétaire en mettant en exergue le rôle des caractéristiques des ménages dans l'évolution de

l'incidence de la pauvreté. L'approche adoptée consiste à analyser la pauvreté à travers l'évaluation rétrospective du ratio de bien-être.

En dernier chapitre, le troisième, l'analyse économétrique des données de panel aux niveaux de la commune et de la province, étend l'analyse dynamique de la pauvreté à l'échelle spatiale. Elle consiste à mesurer sur l'impact du développement économique et des changements dans les rendements des caractéristiques démographique, sociale et économique sur la pauvreté locale, via notamment le calcul des coefficients d'élasticité.

La combinaison des niveaux d'analyse (ménages, communes/provinces) a le mérite de tenir compte d'un nombre important de facteurs de nature différente, en mesure d'éclairer: faut-il : (i) mettre l'accent en priorité sur l'effort du développement, axé sur la réduction des inégalités et l'amélioration du bien-être social en agissant sur les liens entre la croissance, l'inégalité et la pauvreté ? (ii) cibler les interventions sur les facteurs socioéconomiques et démographiques ayant, de par le passé, le plus contribué à la réduction de la pauvreté ? ou plutôt (iii) assurer un dosage entre ces deux options ?

Chapitre I : dynamiques de la pauvreté des ménages

À-propos de l'analyse dynamique de la pauvreté

L'analyse dynamique de la pauvreté est une approche qui n'est pas récente. Elle a connu, sur le plan épistémologique, une évolution importante parallèlement au rythme du développement des bases des données sur le niveau de vie des ménages. Particulièrement, depuis les années 1990, période où la lutte contre la pauvreté est devenue l'objectif central des politiques de développement à l'échelle internationale, cette approche a connu un essor important, et la littérature et les outils analytiques, s'y rapportant, sont devenus abondants et variés. Généralement, l'analyse de l'évolution de la pauvreté est passée d'une approche statique comparative, mettant en relief les changements observés dans la pauvreté et les évolutions macroéconomiques à une approche dynamique de la pauvreté des individus, abordant des questions telles que la façon dont:

- (1) les réalités macroéconomiques, notamment la croissance, se répercutent, à l'échelle microéconomique, sur le niveau de vie des populations, dont celles en situation de pauvreté ;
- (2) les changements dans la pauvreté, d'une période à une autre, sont impactés par les effets de croissance et les changements distributifs, soit, en d'autres termes, la mesure dans laquelle les pauvres bénéficient de la croissance.
- (3) Et l'analyse à l'échelle spatiale, dans une vision inscrite dans le temps, les changements éventuels de l'incidence de la pauvreté dus aux différentiels du niveau de vie moyen à l'échelle locale, aux étendues de l'inégalité et aux écarts inter spatiaux susceptibles d'influencer le degré et l'évolution du niveau de la pauvreté locale.

Dans cette section, l'analyse dynamique de la pauvreté est essentiellement rapprochée de la dynamique de croissance et des inégalités. L'objectif global est d'analyser, dans un premier temps, selon une approche microéconomique, les relations entre croissance, inégalité et pauvreté via la décomposition aussi bien statique que dynamique de la pauvreté monétaire en effets purs de croissance et d'inégalité.

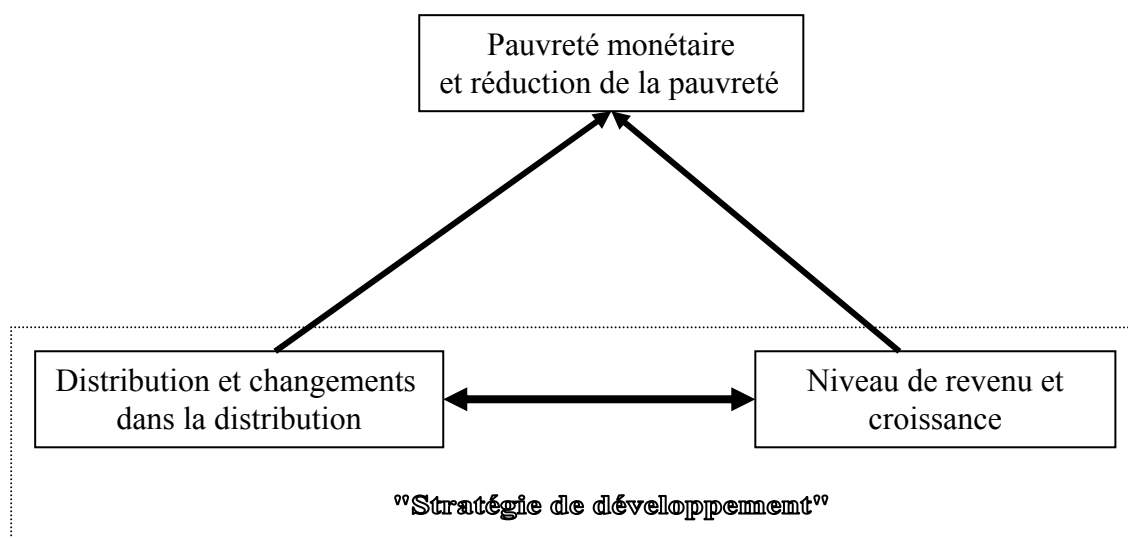
I. Approches de mesure de la dynamique de la pauvreté

Suite au développement de nouvelles bases de données de portée internationale, les travaux empiriques ont été dominés par deux types d'approches complémentaires pour analyser les liens entre croissance, inégalité et pauvreté. Il s'agit de l'approche microéconomique et de l'approche économétrique. La première approche cherche à établir une décomposition comptable de l'effet des deux premiers facteurs sur la pauvreté, et ce en évaluant leurs impacts sur l'évolution *ex post* et *ex ant* de la pauvreté monétaire. Quant à la deuxième approche, elle est fondée sur des données de panel, intégrant la dimension spatiale et la dimension temporelle, sur des unités géographiques à différents niveaux (pays, province,...), pour expliquer et anticiper l'évolution de la pauvreté.

1.1. L'approche microéconomique : le triangle pauvreté-croissance-inégalité (PCI)

Cette approche s'intéresse au lien entre la croissance et les inégalités en analysant leurs impacts sur la dynamique de la pauvreté au niveau microéconomique moyennant les données sur le niveau de vie des ménages. Son objectif final consiste à étudier l'efficacité des stratégies du développement sur l'incidence de la pauvreté. Dans une telle perspective, en appréhendant la nature des liens qu'entretient la pauvreté avec les inégalités et la croissance, Bourguignon (2003) a essayé de répondre aux questions suivantes : comment la croissance et la pauvreté interagissent-elles et de combien intervient la croissance, positive soit-elle ou négative en termes réels, dans la baisse ou l'augmentation de la pauvreté ? Idem pour le lien entre l'inégalité et la pauvreté. Les inégalités pourraient-elles agir de façon à ralentir ou accélérer la croissance économique ?

Graphique 1 : Le triangle PCI de Bourguignon



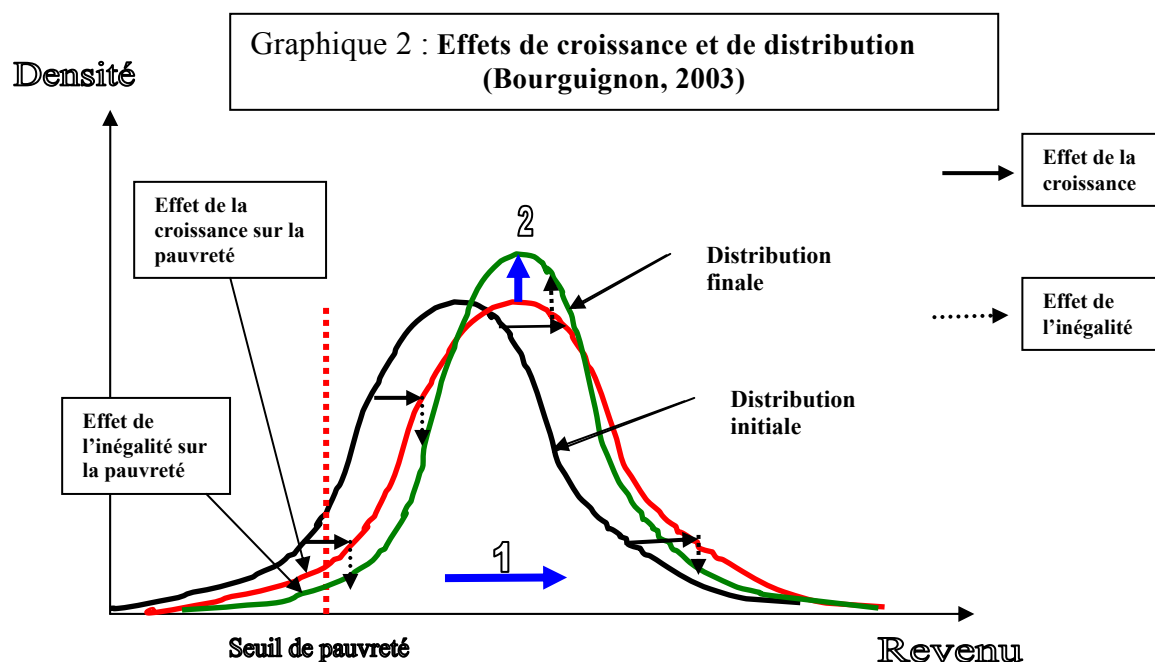
En se référant à ce schéma conceptuel et aux travaux de Datt et Ravallion (1992) et Kakwani (1993), Bourguignon (2003) a notifié que la croissance modifie la distribution des revenus, qui elle-même détermine en partie la croissance, sa structure et son impact sur la pauvreté. La problématique consiste à mesurer le degré d'indépendance ou d'interaction entre croissance et distribution des revenus et à identifier les canaux de transmission des différents effets sur la pauvreté.

Bigsten & Levin (2000) ont expliqué cette relation comme suit : une variation dans la distribution des revenus peut être décomposée en deux effets. Le premier effet se manifeste par un changement proportionnel dans le revenu, la distribution de ce revenu étant inchangée (effet de croissance). Le deuxième effet se traduit par un changement dans la distribution du revenu relatif, qui par définition est indépendant du revenu moyen (effet distributionnel).

Selon Bourguignon (2003), ces deux cas peuvent se présenter pratiquement simultanément. Avec un niveau d'inégalité initial constant, le changement dans la courbe de distribution et son effet sur la pauvreté, peuvent être observés en joignant les deux effets de la croissance et de la redistribution. À considérer une inégalité constante, l'effet pur de la croissance contribue à une réduction rapide de la pauvreté (moins de personnes vivant en dessous du seuil de pauvreté).

D'emblée, pour ce niveau de croissance, l'effet de distribution entraîne un changement dans la redistribution des revenus relatifs, de telle sorte que la part relative des plus pauvres dans la distribution du revenu national se trouve améliorée, et donc une réduction plus rapide de l'extrême pauvreté. Ces résultats peuvent être résumés dans le graphique 2. Cette situation est plus proche de la réalité et considère généralement que l'intégration économique apporte souvent un taux de croissance

économique élevée qui se traduit par une hausse du revenu moyen en mesure d'agir fortement sur la réduction de la pauvreté (Bourguignon, 2003).



De par cette approche microéconomique, il apparaît que la croissance économique et les changements dans l'inégalité jouent un rôle important sur les changements dans la pauvreté, et ce en fonction du niveau initial du revenu et de l'inégalité. En outre, les effets de ces deux phénomènes sont relatifs et peuvent différer selon les caractéristiques de chaque pays. Dans ce cadre, il importe de souligner que la croissance économique n'agit pas de la même façon sur les inégalités en raison, entre autres, des structures des revenus. Généralement, il est relativement observé que la croissance accroît les inégalités dans les pays pauvres alors qu'elle contribue à les réduire dans les pays à revenu élevé Deininger et Squire (1998).

1.2. L'approche économétrique de la relation pauvreté-inégalité-croissance

Cette approche est fondée sur la modélisation économétrique de la pauvreté. Son noyau dur est l'utilisation des données de panel disponibles sur la croissance et la pauvreté au niveau agrégé (pays, provinces...), ainsi que leur évolution concomitante, pour identifier la valeur de l'élasticité du taux de pauvreté au revenu moyen et à la distribution des richesses. Cette approche a permis de pallier les problèmes de modélisation établie sur des données émanant des enquêtes transversales, notamment ceux dus au non contrôle des effets fixes (crises économiques, sécheresses, niveaux de développement différents, différences dans les structures démographiques,...) (Ravallion, 1995 ; Kyosuke & Takashi, 2005).

D'emblée, différents travaux réalisés ont pu mettre en exergue d'autres déterminants importants qui conditionnent le sort de la pauvreté. Ces déterminants sont généralement introduits comme facteurs du contrôle, supposés agir sur le sort de la

pauvreté notamment via leurs interrelations avec la croissance du revenu et la répartition des richesses.

L'expérimentation de cette approche, suite notamment à la diffusion importante des données émanant des enquêtes de type budget-consommation, a mis en exergue différents constats empiriques, tantôt convergents, tantôt divergents. Ainsi, Ravallion (1997, 2001), Chen et Ravallion (1997) ont cherché à prendre en compte l'effet des inégalités sur la valeur estimée de l'élasticité pauvreté/croissance. Leurs travaux ont consisté à regresser le taux de réduction de la pauvreté sur une liste de variables incluant la croissance du revenu moyen, l'indice de Gini de la distribution des revenus, l'interaction entre ces deux variables et leur carré. Il a montré que c'est l'interaction entre la croissance et le coefficient $(1-Gini)$, proxy variable mesurant l'équité, qui détermine le plus le taux de réduction de la pauvreté. De ce constat, il ressort que plus le coefficient de Gini est réduit, plus la réduction de la pauvreté est importante, et, partant, plus est importante la valeur estimée de l'élasticité.

Bourguignon (2002) a également souligné l'importance de considérer le rapport entre le revenu moyen et la ligne de pauvreté, variable mesurant le niveau du développement, dans le modèle explicatif du taux de réduction de la pauvreté. Dans un contexte de croissance positive, il a montré que plus ce rapport est faible, tout comme une inégalité des revenus plus forte, plus la réduction de la pauvreté est moins rapide.

De ces constats, il ressort que la croissance agit positivement sur la réduction de la pauvreté, mais tout dépend du niveau d'inégalité. Ce qui donne lieu à d'autres questions aussi importantes que la nature du lien entre croissance et pauvreté: Quelle est la vitesse de réduction de la pauvreté et de quoi dépend-t-elle ? En particulier, quel rôle peut être attribué aux variations des inégalités ? (Dollar & Kraay, 2000)

Par rapport à ces questions, l'étude de Dollar & Kraay (2000), *Growth is good for the poor*, a apporté quelques éléments de réponses. Elle a été établie sur des données émanant de 92 pays, pour lesquels le revenu des pauvres ainsi que le PIB par tête et d'autres variables de contrôle sont observés pour deux années distantes d'au moins 5 ans. Généralement, durant les années de croissance positive, cette étude a montré que la distribution des revenus ne s'est pas accompagnée de modifications significatives au détriment ou en faveur des plus démunis. De telle sorte que le revenu moyen du premier quintile de la population évolue, en moyenne au même rythme que le revenu moyen de la population prise dans sa globalité. Pareils résultats insinuent que la croissance demeure plus ou moins neutre en termes d'inégalités de revenus.

Bien que ces résultats semblent être corroborés par les conclusions des travaux de Deininger et Squire (1998) et de Chen et Ravallion (1997), certains économistes y voient une position dans la relégation au second plan, voire dans la mise à l'écart, des politiques de redistribution. De surcroît, ces études ont fait l'objet de vives critiques (cf. Heltberg, 2002, Ghura et al, 2002).

En somme, les résultats empiriques de l'approche économétrique présentés ci-dessus renseignent sur la façon dont ont évolué dans le passé croissance et

inégalité, et leur conséquence en termes de pauvreté à l'échelle spatiale. Nonobstant, ils ne disent rien sur les mécanismes de transmission des unes aux autres.

Cette approche analytique est expérimentée ici sur les données de panel aux niveaux de la commune et de la province. L'objectif est de déceler les liens causaux, à l'échelle spatiale, entre la croissance, l'équité intercommunale/provinciale et la pauvreté au niveau local. D'autres déterminants importants qui conditionnent le sort de la pauvreté locale seront pris en compte pour l'enrichissement de ce questionnement via, notamment, leurs interrelations avec la croissance du revenu et la répartition des richesses.

II. Analyse dynamique de la pauvreté: approche micro-économique

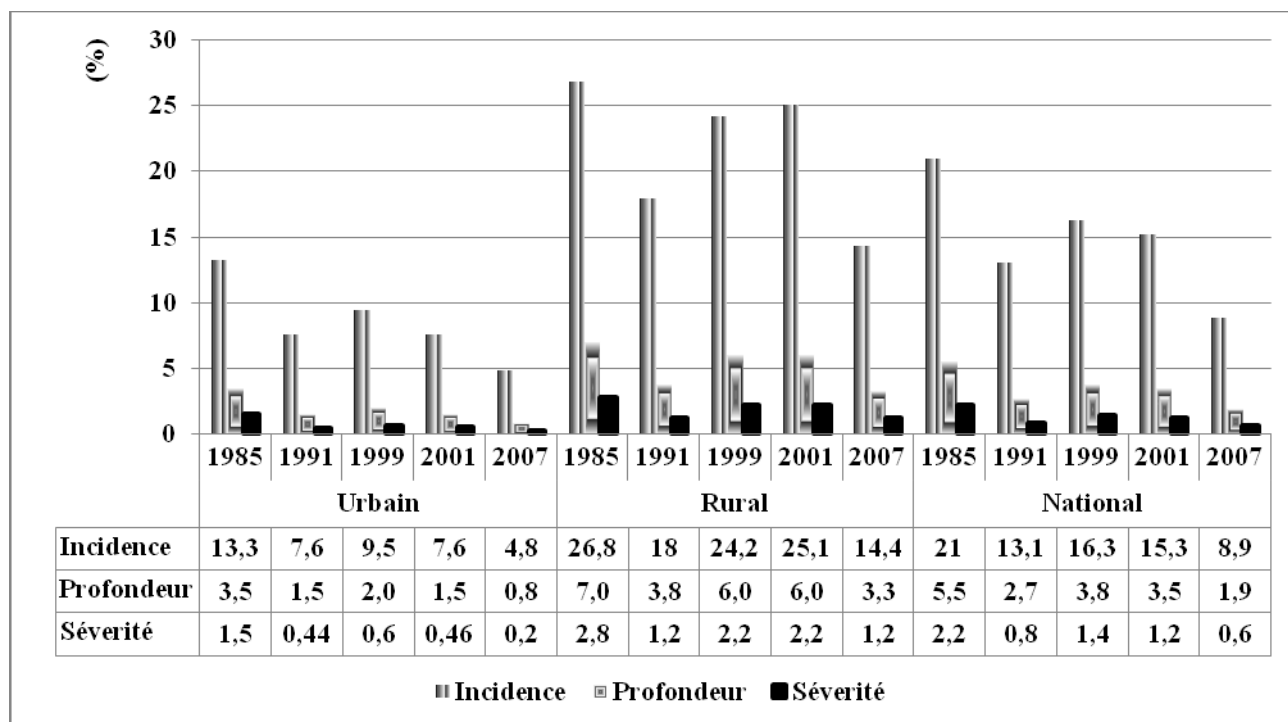
2.1. À propos de l'évolution de la pauvreté : quelques points de repère

Depuis l'indépendance du Maroc, l'évolution de la pauvreté fut marquée par une tendance générale à la baisse, tout en restant à des niveaux élevés particulièrement en milieu rural. Cette tendance à la baisse est marquée par deux phases. Datée de 1959 à 1985, la première phase est caractérisée par une réduction assidue de la pauvreté au fil du temps. Quant à la deuxième phase, portant sur la période 1985-2007, elle a été discernée par une baisse irrégulière de la pauvreté. Le deuxième trait particularisant cette phase est la fluctuation de la variation des taux de pauvreté, tantôt à la baisse, tantôt à la hausse.

En effet, en 1959, le taux de pauvreté était estimé à 55,7% à l'échelle nationale. En se fixant à 42,4% en 1971, cette proportion met en évidence l'amorçage d'un processus de régression de la pauvreté. La baisse la plus drastique a été observée en 1985, soit un taux de pauvreté de 21,0%. En milieu urbain, le taux de pauvreté a chuté de 43,8% à 38,3% entre 1959 et 1971 puis à 13,3% en 1985. Quant à la pauvreté rurale, elle a également enregistré une baisse importante de 60,0% en 1959 à 44,7% en 1971 puis à 26,7% en 1985. Entre 1985 et 2007, le processus de régression de la pauvreté a été observé durant la deuxième moitié des années 1980, entre 1988 et 2007. De 1991 à 1998, le taux de pauvreté a sensiblement augmenté.

Tels qu'ils ressortent du graphique ci-dessous, l'incidence, l'ampleur et la sévérité de la pauvreté, ont connu une diminution de grande taille durant la période 1985-1991. A l'échelle nationale, le taux de pauvreté est en effet passé de 21,0% à 13,1% entre 1985 et 1991. De son côté, la profondeur de la pauvreté a chuté de 5,5% à 2,7%. Le même schéma du recul a concerné la sévérité de la pauvreté en passant de 2,2% à 0,8%. La pauvreté a ainsi reculée, tout en devenant moins profonde et moins sévère.

**Graphique 3 : Evolution des indices de la pauvreté par milieu de résidence
1985-2007**



Source : HCP, données de base des ENCDM 1984/85 et 2000/01 et des ENNVN 1990/91, 1998/99 et 2006/07.

L'analyse de l'évolution de la pauvreté entre 1991 et 2001 permet de tirer trois enseignements. En premier lieu, le milieu urbain n'a pas connu un changement de la pauvreté, et ce quelle que soit sa forme (incidence, profondeur et sévérité). Précisons que dans le cas de la sévérité de la pauvreté, le faible accroissement de la pauvreté est non significativement différent de zéro². En second lieu, l'augmentation de la pauvreté observée dans le milieu rural entre 1991 et 2001 se vérifie par les trois indices de pauvreté. Ainsi, en termes d'incidence, la pauvreté rurale s'est accrue de près de 7 points de pourcentage, contre seulement 2,2 points pour la profondeur de pauvreté et 1 point pour la sévérité de pauvreté. En troisième lieu, abstraction faite du milieu de résidence, la pauvreté s'est aggravée à l'échelle nationale sur la même période.

Cette évolution défavorable de la pauvreté tant au niveau rural qu'à l'échelle nationale, s'explique, entre autres, par l'impact du PAS notamment en termes de chômage des diplômés, des sécheresses récurrentes des années 1990. Cette situation n'a pas manqué d'entraîner à la baisse le revenu réel qui a fragilisé la situation de nombreux ménages, notamment en milieu rural.

A considérer une période de long terme, 1985-2007, le recul de la pauvreté s'est poursuivi mais avec un rythme plus important durant les années 2000. L'incidence, l'ampleur et la sévérité de la pauvreté, ont enregistré, durant cette période, une diminution sans semblable en 2007. Le taux de pauvreté est en effet passé de 21,0% à

² Le test statistique de significativité est celui de Kakwani (1990) de l'égalité des indices de pauvreté (Cf. annexe 1). A noter que seuls les écarts significatifs, avec un risque de 5%, entre les indices de pauvreté sont commentés.

8,9% entre 1985 et 2007. De même, la profondeur de la pauvreté a passé de 5,5% à 1,9%, et la sévérité de la pauvreté de 2,2% à 0,6%.

Si l'on considère, dans un second temps, l'évolution par milieu de résidence sur la même période, il apparaît bel et bien que la pauvreté a drastiquement baissé. Ce qui permettrait de dire que les distributions relatives aux deux milieux de résidences en 2007 sont moins génératrices de pauvreté en comparaison avec celles de 1985, de 1991 et de 2001.

D'emblée, force est de constater que la baisse constatée de la pauvreté, par milieu de résidence, a marqué un revirement notable. Après 2001, elle est devenue plus manifeste en milieu rural qu'en milieu urbain. En effet, entre 1985 et 2001, le taux de pauvreté s'est réduit de 5,7 points de pourcentage dans le milieu urbain contre seulement 1,7 points dans le milieu rural. En revanche, au cours de la période 2001-2007, ces écarts sont respectivement de 2,8 points et 10,7 points en pourcentage. De même, la baisse de la profondeur et de la sévérité de la pauvreté est devenue plus importante dans les zones rurales que dans les zones urbaines.

La même tendance a été observée entre 1985 et 1991. La baisse de l'incidence était de 5,7 points de pourcentage en milieu urbain versus 8,8 points en milieu rural. Cette différence de rythme est encore perceptible dans le cas de la profondeur de pauvreté qui s'est réduite de 2 points de pourcentage en milieu urbain contre 3,2 points en milieu rural. De même, la baisse de la sévérité de pauvreté était plus importante dans les zones rurales que dans les zones urbaines.

Ainsi, si l'on se place sur le long terme, l'évolution générale de la pauvreté est marquée par une tendance à la baisse dans toutes ses formes (incidence, profondeur et sévérité) et à tous les niveaux urbain, rural et national. D'emblée, cette baisse, longtemps dénivelée selon le milieu de résidence et au profit de la population urbaine, affiche un revirement sans précédent dans la mesure où elle devient plus prononcée en milieu rural qu'en milieu urbain. Faut-il cependant rappeler que, malgré l'accélération de la baisse de la pauvreté rurale, les ruraux ont encore un taux de pauvreté 3 fois celui des urbains.

2.2. Décomposition de la pauvreté par milieu de résidence

La juxtaposition des indices de pauvreté par milieu de résidence permet de constater que la pauvreté au Maroc est avant tout un phénomène à dominance rurale. D'emblée, non seulement la pauvreté y est plus grande, en termes d'incidence, mais c'est également dans cette zone qu'elle est aussi la plus profonde et la plus sévère. Pareils constats soulèvent une question pertinente, à savoir de combien contribue la pauvreté rurale dans la pauvreté totale ? La réponse à cette question passe inéluctablement par l'appréhension de la contribution relative de la pauvreté de chaque milieu de résidence à la pauvreté observée à l'échelle nationale, et ce pour les trois formes de la pauvreté.

À considérer les estimations consignées dans le tableau 1, il est un fait généralement observé que l'incidence de la pauvreté à l'échelle nationale est essentiellement due à l'incidence de la pauvreté rurale. D'emblée, la contribution de cette dernière à la pauvreté nationale est restée quasiment figée au fil du temps. En effet, près de 70% de l'incidence nationale de la pauvreté découle du milieu rural. En outre, étant donné que la contribution relative de l'incidence de la pauvreté de chaque zone de résidence coïncide avec la part des pauvres relevant de cette zone, le milieu rural s'érige donc comme la poche principale de la pauvreté au Maroc. Tel constat indique, entre autres, que près de sept pauvres sur dix sont des ruraux, et ce en dépit de la tendance à la baisse de la part de la population rurale dans la population totale du pays, soit, d'après les données des enquêtes en question, 57,0% en 1985, 53,0% en 1991, 44,0% en 2001 et 43,5% en 2007.

Tableau 1 : Contribution du milieu de résidence à la pauvreté nationale selon les trois indices P_{α}

Milieu de résidence	Valeurs P_{α}				Contribution absolue				Contribution relative			
	1985	1991	2001	2007	1985	1991	2001	2007	1985	1991	2001	2007
Taux de pauvreté en %												
Urbain	13,3	7,6	7,6	4,8	5,8	3,5	4,2	2,7	27,5	27,1	27,7	30,0
Rural	26,8	18	25,1	14,4	15,2	9,6	11,1	6,2	72,5	72,9	72,3	70,0
Ensemble	21,1	13,1	15,3	8,9	21	13,1	15,3	8,9	100,0	100,0	100,0	100,0
Profondeur de pauvreté en %												
Urbain	3,5	1,5	1,5	0,8	1,5	0,7	0,8	0,5	27,7	25,5	24,2	24,0
Rural	7	3,8	6	3,3	4	2	2,7	1,4	72,3	74,5	75,8	76,0
Ensemble	5,5	2,7	3,5	1,9	5,5	2,7	3,5	1,9	100,0	100,0	100,0	100,0
Sévérité de pauvreté en %												
Urbain	1,5	0,4	0,5	0,2	0,6	0,2	0,2	0,1	29,1	25,4	21,3	19,9
Rural	2,8	1,2	2,2	1,2	1,6	0,6	1	0,5	70,9	74,6	78,7	80,1
Ensemble	2,2	0,8	1,2	0,6	2,2	0,8	1,2	0,6	100,0	100,0	100,0	100,0

Source : HCP, données de base des ENCDM 1985 et 2001 et des ENNVN 1991 et 2007.

Bien que ce constat reste également vérifié lorsque l'on considère la profondeur de la pauvreté, force est de constater que la contribution relative de la profondeur de la pauvreté rurale à la profondeur de la pauvreté à l'échelle nationale a tendance à augmenter. En effet, cette contribution relative est passée de 72,3% à 75,8% entre 1985 et 2001 puis à 76,0% en 2007. En outre, ces indices montrent que plus de 70% du déficit global des dépenses des pauvres au niveau national, exprimé en pourcentage du seuil de pauvreté, s'expliquent par les écarts de pauvreté observés en milieu rural.

De manière similaire, la sévérité de la pauvreté nationale s'explique essentiellement par la sévérité de la pauvreté rurale. De surcroît, la contribution de celle-ci à la sévérité de la pauvreté nationale n'a cessé d'augmenter au fil du temps, soit une contribution relative de 70,9% en 1985, 78,7% en 2001 et 80,1% en 2007. En d'autres termes, l'inégalité parmi les pauvres est essentiellement due à l'inégalité parmi les pauvres en

milieu rural. Tous ces indices portent donc à conclure que la pauvreté au Maroc est un phénomène fortement ancré dans le milieu rural.

Aux termes de cette présentation succincte de l'évolution de la pauvreté au Maroc, particulièrement entre 1985 et 2007, une photographie statique a été établie et des constats ont sommairement été discutés. Cependant, d'un point de vue analytique, la pauvreté monétaire étant directement liée au revenu moyen et à la distribution des revenus. De ce fait, il serait crucial de connaître la sensibilité du niveau de pauvreté aux variations de ces deux éléments. Dans ce qui suit, il sera question d'établir le lien entre la dynamique de la pauvreté, la croissance économique et l'inégalité. Il s'agira essentiellement de supputer les impacts afférents à ces deux facteurs sur la dynamique de la pauvreté.

2.3. Analyse dynamique de la pauvreté

Les principaux enseignements découlant de la première section ont souligné que la baisse de la pauvreté absolue dépend de deux facteurs : le premier est dû à l'augmentation du revenu|dépense moyen de la population, pourvu que la distribution relative des revenus reste inchangée ; le second incombe à la redistribution des revenus en direction des pauvres, à condition que le revenu|dépense moyen n'ait pas changé.

En outre, étant donné que la pauvreté est déterminée par ces deux facteurs, il est possible de simuler l'impact de la croissance du revenu moyen ou de la consommation moyenne et des changements dans l'inégalité sur l'évolution possible de la pauvreté. Autrement dit, ce type d'analyse offre la possibilité de fixer des objectifs de réduction de la pauvreté et de simuler l'impact des politiques affectant la croissance et/ou la distribution sur les niveaux de la pauvreté.

Pour opérationnaliser l'impact de ces deux effets sur la pauvreté, le recours est fait à l'approche statique de Kakwani (1993) et aux approches dynamiques de Datt & Ravallion (1992) et de Shorrocks (1999). L'approche statique a le mérite d'être opérationnelle sur les données d'une seule enquête. Ses points forts consistent à dériver des élasticités de la pauvreté par rapport au revenu moyen ou à la dépense moyenne et à l'inégalité. D'autre part, la comparaison de ces élasticités dans le temps permet de se prononcer sur la consistance des liens qui s'établissent entre la croissance, l'inégalité et la pauvreté. Quant aux approches dynamiques, elles exigent la disponibilité des données de deux enquêtes strictement comparables et séparées dans le temps afin de pouvoir décomposer la variation de la pauvreté en une composante due à l'effet de croissance et en une autre due à l'inégalité³.

Quelques hypothèses de base

³ La présentation de ces approches est consignée dans l'annexe 2

Avant d'exposer brièvement les modèles relatifs à ces approches, il est important de souligner quelques limites qui leur sont inhérentes par construction. Primo, il s'agit des approches microéconomiques présentant la pauvreté comme variable dépendante à la fois de la croissance économique et de l'inégalité. Ce qui indique qu'il s'agit de la croissance au sens microéconomique, c'est-à-dire du revenu moyen des ménages qui est calculé à partir des données d'enquêtes.

Or, étant donné la différence entre la croissance per capita issue des enquêtes et celle au sens macroéconomique se référant au PIB de la comptabilité nationale, toute utilisation de la première comme une donnée substitutive de la seconde exige une hypothèse simplificatrice, à savoir la croissance du PIB se traduit directement dans le revenu et la consommation des ménages.

Année	Elasticité P_{α} / dépense moyenne per capita	Elasticité P_{α} / indice de Gini	TMPS
-------	--	--	------

De même, lorsque ces approches sont appliquées à des niveaux sectoriels pour analyser la variation de la pauvreté due à la croissance dans divers secteurs économiques, la même hypothèse doit être considérée par secteur, à savoir la croissance sectorielle se traduit en croissance de la consommation et des revenus au sein des mêmes secteurs. En d'autres termes, la croissance d'un secteur augmente les revenus ou les dépenses des ménages dont les membres travaillent dans ces secteurs. En conséquence, il importe de tenir en compte de ces limites lors de toute utilisation des résultats relevant de ces approches.

2.3.1. Résultats de la décomposition statique de la pauvreté : une analyse *ex ant* de la relation pauvreté-inégalité-croissance

A. Elasticité pauvreté-croissance et pauvreté-inégalité : constats et tendances

	Urbain	Rural	Ensemble	Urbain	Rural	Ensemble	Urbain	Rural	Ensemble
Incidence de pauvreté									
1985	-2,3	-2,2	-2,3	4,1	1,4	2,6	1,8	0,6	1,1
1991	-2,4	-2,8	-2,7	5,8	2,5	4,3	2,4	0,9	1,6
2001	-3,3	-2,5	-2,7	7,0	1,8	4,1	2,1	0,7	1,5
2007	-3,6	-2,7	-2,9	9,5	3,2	5,9	2,6	1,2	2,0
Profondeur de pauvreté									
1985	-2,8	-2,8	-2,8	7,8	3,5	5,3	2,8	1,3	1,9
1991	-4,1	-3,7	-3,8	13,3	5,2	8,7	3,2	1,4	2,3
2001	-4,1	-3,2	-3,4	11,7	4,0	7,6	2,9	1,3	2,2
2007	-4,9	-3,3	-3,7	16,4	6,1	10,4	3,3	1,8	2,8
Sévérité de pauvreté									
1985	-2,7	-3,1	-3,0	10,5	5,3	7,7	3,9	1,7	2,6
1991	-4,6	-4,6	-4,6	17,8	7,9	12,5	3,9	1,7	2,7
2001	-4,5	-3,5	-3,7	15,7	5,9	10,5	3,5	1,7	2,8
2007	-5,3	-3,7	-4,0	21,1	8,7	14,0	4,0	2,4	3,5

Le tableau 2 présente les élasticités des indices de pauvretés par rapport à la dépense moyenne per capita et à l'indice de Gini selon l'approche statique de Kakwani (1993), et met en relief les liens entre elles via le taux marginal proportionnel de substitution. En se basant sur ces coefficients, il est question dans ce qui suit de relever les principaux traits qui marquent les liens entre croissance économique, pauvreté et inégalité.

Tableau 2 : Elasticités des indices de pauvreté par rapport à la dépense moyenne par tête et à l'indice de Gini, et taux marginal proportionnel de substitution (TMPS) par milieu de résidence et à l'échelle nationale

Source : Données de base des ENCDM 1984/85 et 2000/01 et des ENNVM 1990/91 et 2006/07

Dans un premier temps, il est important de relever que la valeur absolue des élasticités de la pauvreté par rapport à la dépense moyenne par tête est bien supérieure à l'unité, et ce pour toutes les formes de la pauvreté (incidence, profondeur et sévérité) et à tous les niveaux (urbain, rural et national). De ce constat, il ressort que toute augmentation

de la croissance économique entraînerait une réduction de la pauvreté, sous toutes ses formes et quel que soit le milieu de résidence, de façon plus que proportionnelle que l'augmentation de la croissance, pourvu que cette croissance ne génère pas une hausse de l'inégalité. Cependant, le revers de ce constat est également important à signaler : si la croissance est négative, la pauvreté dans toutes ses formes risquerait indéniablement d'augmenter, surtout si cette décroissance n'est pas accompagnée par une baisse de l'inégalité en mesure de compenser l'accentuation de la pauvreté.

En outre, force est de constater que la sensibilité de la pauvreté à la croissance économique a tendance à augmenter entre 1985 et 2007, et à tous les niveaux (urbain, rural et national). En effet, l'élasticité de l'incidence de pauvreté est passée de -2,3 à -3,6 au milieu urbain et de -2,3 à -2,7 au milieu rural, et de -2,3 à -2,9 à l'échelle nationale. Cette sensibilité devient plus prononcée lorsqu'il s'agit des autres formes de la pauvreté. Ainsi, l'élasticité de la profondeur de pauvreté est passée de -2,8 à -4,9 au milieu urbain et de -2,8 à -3,3 en milieu rural. Quant à la sensibilité de la sévérité de pauvreté, elle a évolué d'une façon plus importante en milieu urbain (de -2,7 à -5,3 entre 1985 et 2007) qu'en milieu rural (de -3,1 à -3,7 sur la même période).

Au-delà de leurs portées statistiques, les constats soulignés ci-dessus notifient que la croissance économique neutre à l'inégalité tend à devenir plus réductrice de la pauvreté en milieu urbain qu'en milieu rural, et notamment parmi les plus pauvres des pauvres.

Cette assertion est corroborée par le fait que la valeur absolue des élasticités de la pauvreté est, généralement au fil du temps, supérieure en milieu urbain qu'en milieu rural. Ce qui indique qu'une augmentation de 1% du revenu moyen réduira plus la pauvreté dans toutes ses formes au milieu urbain qu'au milieu rural. En d'autres termes, *ceteris paribus*, il faudrait plus de croissance économique pour réduire la pauvreté rurale que la pauvreté urbaine. En revanche, une décroissance économique serait plus génératrice de pauvreté urbaine que de pauvreté rurale.

Au niveau de l'ensemble du pays, bien que la pauvreté reste susceptible de décroître plus rapidement que le taux de croissance du niveau de vie, dans la mesure où la valeur absolue de l'élasticité des indices de pauvreté par rapport à la dépense per capita est bel et bien supérieure à l'unité, force est de constater que cette sensibilité n'a pas connu, au fil du temps, une évolution importante. Entre 1985 et 2007, elle est passée de -2,3 à -2,9 pour l'incidence de pauvreté, de -2,8 à -3,7 pour la profondeur de la pauvreté et de -3,0 à -4,0 pour la sévérité de pauvreté. Aussi, importe-t-il de signaler que les valeurs de ces élasticités se situent entre celles observées en milieu urbain et celles observées en milieu rural.

Dans ces conditions, le recours à des approches de développement qui sont de nature à favoriser une croissance économique pro-pauvres serait fortement plus efficace qu'une simple politique de croissance, et ce en termes de réduction de la pauvreté.

B. Inégalité et pauvreté : forte sensibilité de la pauvreté urbaine à l'inégalité

Au cours de la période considérée 1985-2007, les élasticités de la pauvreté dans toutes ses formes par rapport à l'inégalité sont plus que deux fois plus importantes en milieu urbain qu'en milieu rural. Cette situation traduit la plus grande sensibilité sociale des zones urbaines à l'égard de la variation de l'inégalité. D'emblée, elle indique que toute politique de réduction de la pauvreté axée sur la réduction des écarts de revenus aurait plus d'impact en milieu urbain qu'en milieu rural.

De surcroît, ces résultats montrent que les élasticités de la pauvreté par rapport à la croissance et à l'inégalité sont plus importantes en milieu urbain qu'en milieu rural. Pareils constats mettent en évidence la fragilité sociale des zones urbaines à l'égard de la croissance économique et de la variation de l'inégalité des revenus. En effet, une croissance négative en termes réels ou une augmentation de l'inégalité sont susceptibles d'affecter davantage la pauvreté urbaine que la pauvreté rurale. Aussi faut-il noter que, toutes choses égales par ailleurs, la réduction de la pauvreté rurale implique davantage de croissance économique que la réduction de la pauvreté urbaine.

En outre, hormis l'incidence de pauvreté en milieu rural entre 1985 et 2001, les élasticités de la pauvreté par rapport à l'inégalité sont bien supérieures aux élasticités relatives aux dépenses per capita. A titre illustratif, toutes choses égales par ailleurs, en 2007, une augmentation de 1% de l'inégalité au niveau national entraîne une augmentation de l'incidence de la pauvreté de 5,9 % versus une réduction de -2,9% suite à une croissance économique de 1%. Ces proportions sont respectivement de 10,4% et -3,7% pour la profondeur de la pauvreté, et de 14,0% et -4,0% pour la sévérité de la pauvreté.

Généralement, ces indices montrent qu'une augmentation de l'inégalité affecte négativement plus la pauvreté dans ses trois dimensions qu'une baisse du revenu moyen ou de la dépense moyenne. De ce fait, il est fort probable que si la croissance économique n'est pas accompagnée de mesures de stabilisation de l'inégalité, toute variation à la hausse de cette dernière entraînerait une déviation par rapport aux objectifs escomptés de la relance économique. En effet, les effets néfastes de l'inégalité pourraient se transformer en un facteur de blocage, susceptible d'engendrer une mauvaise pénétration de la croissance économique, et d'amoindrir son effet positif sur la réduction de la pauvreté.

C. Lutte contre la pauvreté : arbitrage entre la croissance et la réduction de l'inégalité

À considérer le taux marginal proportionnel de substitution (TMPS) entre la croissance et l'inégalité, c'est-à-dire les pourcentages dans lesquels se fait la compensation entre l'effet de la croissance et celui de l'inégalité pour que la pauvreté n'augmente pas, trois constats éloquentes méritent d'être soulevés.

Premièrement, en mettant l'accent sur les plus pauvres parmi les pauvres, le TMPS augmente notablement. Pareil constat indique que pour endiguer une éventuelle dégradation de la pauvreté en termes de profondeur et de sévérité, suite à une augmentation de l'inégalité, il faudrait un effet compensatoire plus important de la

croissance économique. Ce qui n'est pas le cas lorsqu'il s'agit tout simplement de l'incidence de la pauvreté. En outre, le fait que la compensation entre la croissance et l'inégalité s'accroît avec le coefficient d'aversion à la pauvreté α , tout simplement une pondération plus importante des plus pauvres parmi les pauvres, suppose in facto que l'appréhension des liens entre croissance, inégalité et pauvreté dépend conséquemment de la forme de pauvreté considérée.

En deuxième lieu, force est de constater l'étroitesse des TMPS de l'incidence de pauvreté en milieu rural. Cette exception est due à la forte sensibilité des élasticités de l'incidence de la pauvreté rurale à la croissance économique. Dans ces conditions, étant donné que l'effet de la croissance économique domine celui de l'inégalité, il serait possible de miser, en priorité, sur la croissance économique comme solution pour réduire l'incidence de pauvreté dans le milieu rural. En fait, bien que l'effet d'éviction de l'inégalité risque d'affaiblir l'impact positif de la croissance, il n'est pas en mesure d'engendrer une aggravation de la pauvreté.

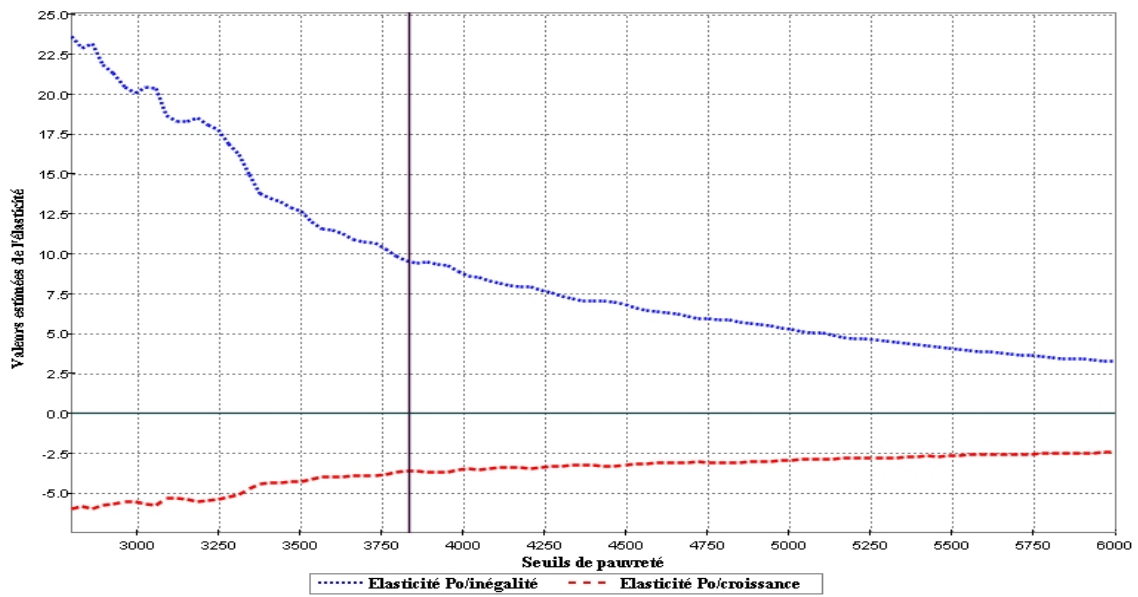
En dernier lieu, il n'est pas moins important de noter que les TMPS sont près de deux fois plus importants en milieu urbain qu'en milieu rural en raison notamment de la forte sensibilité de la pauvreté urbaine par rapport à la distribution du revenu moyen ou de la dépense moyenne. Aussi importe-t-il de signaler une certaine quasi-constance des TMPS par indice de pauvreté au cours du temps. Ce qui facilite tout exercice de prévision de l'évolution future de la pauvreté.

D. Sensibilité d'élasticité des indices de pauvreté

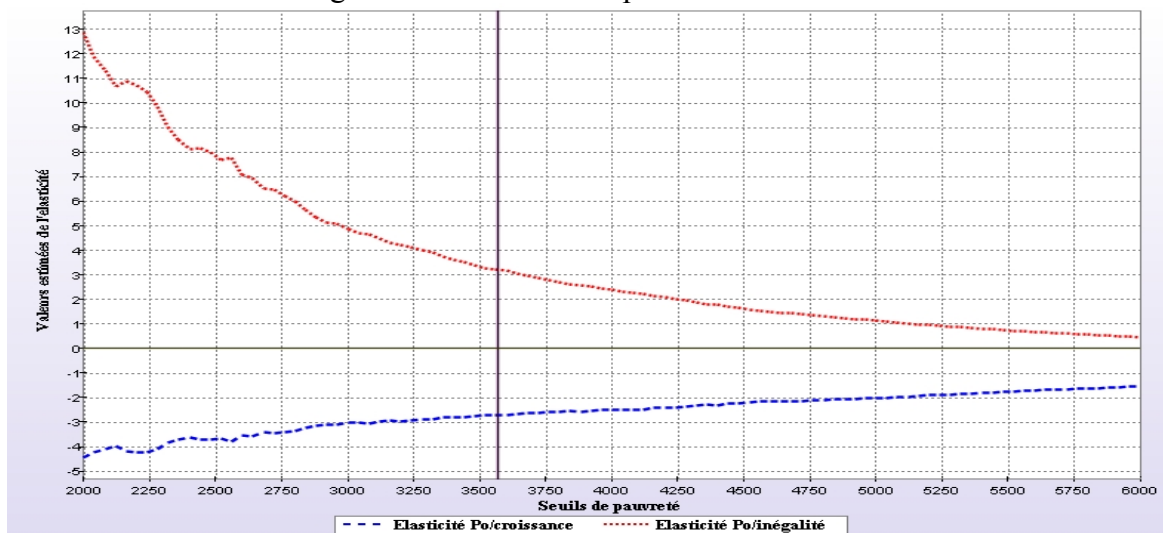
La comparaison des élasticités pauvreté/croissance et pauvreté/inégalité selon le seuil de pauvreté, montre une forte sensibilité de ces élasticités à la croissance parmi les plus pauvres, et ce aussi bien au milieu urbain qu'au milieu rural (Cf. graphiques 3, 4, 5, 6 & 7). En effet, plus le seuil de pauvreté est bas, cas de l'ultra pauvreté, plus la valeur de l'élasticité tend à plus que doubler. Ces résultats suggèrent que l'ultra pauvreté peut baisser plus vite que le taux de croissance du bien-être, pourvu que ce dernier n'entraîne pas un accroissement de l'inégalité. En revanche, l'ultra pauvreté risque également d'augmenter si la croissance économique devient négative en termes réels.

En mettant l'emphase sur les plus pauvres, les élasticités de l'incidence de pauvreté par rapport à l'inégalité tendent davantage à s'éloigner des élasticités relatives aux dépenses. Ces constats montrent combien l'incidence de pauvreté est plus sensible à la variation de l'inégalité qu'à la variation des dépenses, notamment pour les plus pauvres parmi les pauvres.

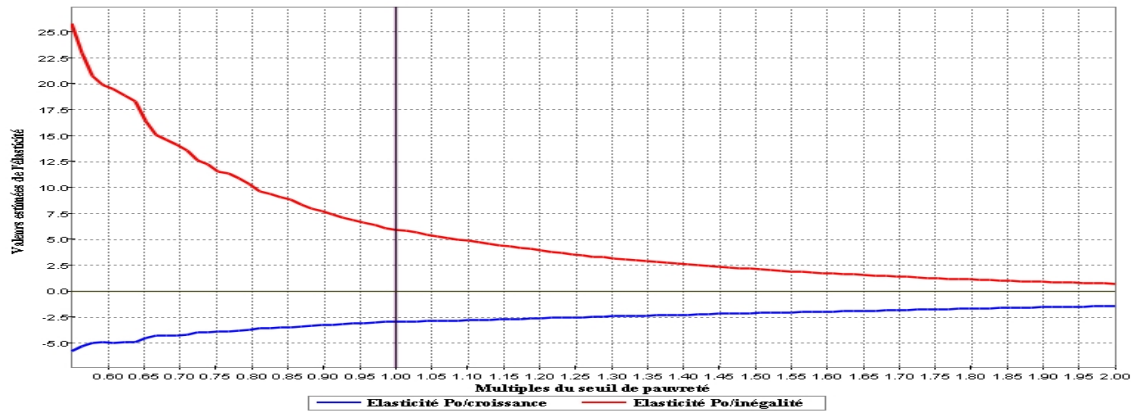
Graphique 3 : Sensibilité d'élasticité de l'incidence de pauvreté par rapport à la croissance et à l'inégalité selon le seuil de pauvreté urbaine en 2007



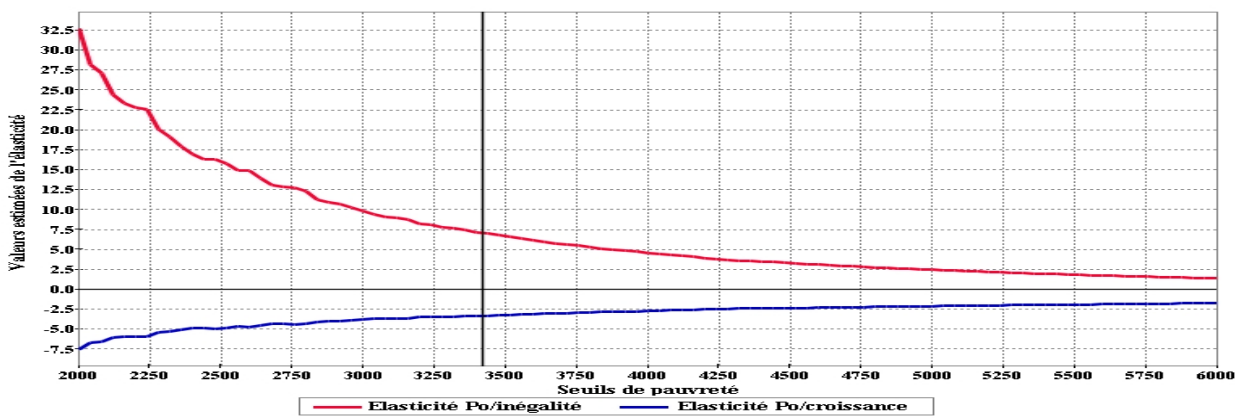
Graphique 4 : Sensibilité d'élasticité de l'incidence de pauvreté par rapport à la croissance et à l'inégalité selon le seuil de pauvreté rural en 2007



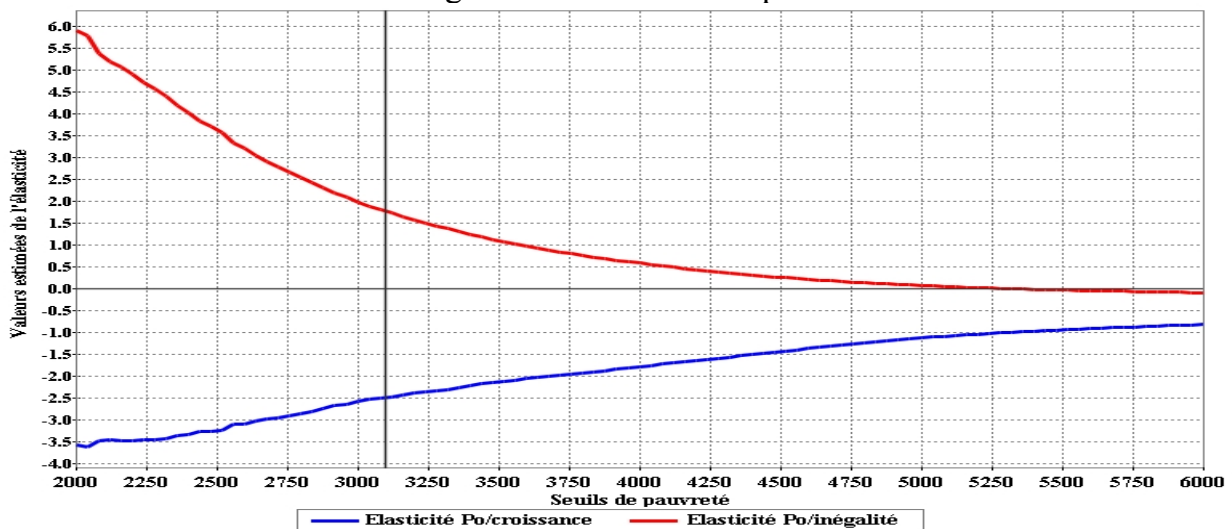
Graphique 5 : Sensibilité d'élasticité de l'incidence de pauvreté par rapport à la croissance et à l'inégalité selon le seuil de pauvreté à l'échelle nationale en 2007



Graphique 6 : Sensibilité d'élasticité de l'incidence de pauvreté par rapport à la croissance et à l'inégalité selon le seuil de pauvreté urbaine en 2001



Graphique 7 : Sensibilité d'élasticité de l'incidence de pauvreté par rapport à la croissance et à l'inégalité selon le seuil de pauvreté rurale en 2001



E. Perspectives de réduction de la pauvreté

Etant donné l'importance des coefficients d'élasticité entre la croissance économique et la pauvreté, un taux de croissance de la dépense moyenne per capita, même limité, pourrait se traduire par un effet significatif sur la réduction de la pauvreté dans ses trois dimensions, à condition que cette croissance soit neutre sur le plan de l'inégalité.

Si la croissance est non neutre, le même taux de croissance peut donner lieu à une détérioration de la pauvreté, tout dépend du niveau de l'inégalité inhérent à cet accroissement du revenu ou de la dépense.

Pour mettre en évidence ce lien, deux simulations ont été établies pour analyser les résultats en matière de pauvreté selon des scénarios alternatifs de croissance. La première simulation est fondée sur l'hypothèse que la croissance est neutre sur le plan de l'inégalité. Quant à la deuxième, elle suppose que la croissance a un impact distributif non neutre, entraînant une augmentation de l'inégalité de 1%, mesurée par l'indice de Gini standard.

Chaque simulation est abordée selon trois scénarios : un « scénario bas » qui assume une faible croissance des dépenses per capita qui varie entre 1,0% et 1,5% ; un « scénario moyen » dans le cadre duquel la croissance varie entre 2,0% et 2,5% ; et un « scénario haut » destiné à capter les impacts des taux de croissance élevés, soit une variation de la croissance entre 3,0% et 4,5%. Ce type d'analyse permet de fixer des objectifs de réduction de la pauvreté et de simuler l'impact des changements (affectant la croissance et / ou la distribution) sur le niveau de la pauvreté.

Tableau 3 : Simulation des impacts de croissance économique sur les formes de pauvreté selon des scénarios alternatifs

Scénario de croissance	Croissance de la dépense per capita (% par an)	Incidence de pauvreté			Profondeur de pauvreté			Sévérité de pauvreté		
		Urbain	Rural	National	Urbain	Rural	National	Urbain	Rural	National
Hypothèse : croissance redistributive neutre ($\Delta G/G = 0\%$)										
Scénario bas	1,0	-3,6	-2,7	-2,9	-4,9	-3,3	-3,7	-5,3	-3,7	-4,0
	1,5	-5,4	-4,1	-4,4	-7,4	-5,0	-5,6	-8,0	-5,6	-6,0
Scénario moyen	2,0	-7,2	-5,4	-5,8	-9,8	-6,6	-7,4	-10,6	-7,4	-8,0
	2,5	-9,0	-6,8	-7,3	-12,3	-8,3	-9,3	-13,3	-9,3	-10,0
Scénario haut	3,0	-10,8	-8,1	-8,7	-14,7	-9,9	-11,1	-15,9	-11,1	-12,0
	3,5	-12,6	-9,5	-10,2	-17,2	-11,6	-13,0	-18,6	-13,0	-14,0
Hypothèse : croissance redistributive non neutre ($\Delta G/G = 1\%$)										
Scénario bas	1,0	5,9	0,5	3,0	11,5	2,8	6,7	15,8	5,0	10,0
	1,5	4,1	-0,9	1,6	9,1	1,2	4,9	13,2	3,2	8,0
Scénario moyen	2,0	2,3	-2,2	0,1	6,6	-0,5	3,0	10,5	1,3	6,0
	2,5	0,5	-3,6	-1,4	4,2	-2,2	1,2	7,9	-0,6	4,0
Scénario haut	3,0	-1,3	-4,9	-2,8	1,7	-3,8	-0,7	5,2	-2,4	2,0
	3,5	-3,1	-6,3	-4,3	-0,8	-5,5	-2,6	2,6	-4,3	0,0
	4,0	-4,9	-7,6	-5,7	-3,2	-7,1	-4,4	-0,1	-6,1	-2,0

Source : Données de base de l'ENNVM 2006/07.

Dans l'ensemble, les résultats montrent que dans un contexte de croissance non générateur de l'inégalité, l'incidence, la profondeur et la sévérité de la pauvreté diminueraient plus rapidement que l'augmentation du taux de croissance économique. Dans le cas échéant, si la croissance est faible (1%), l'incidence de la pauvreté diminuerait annuellement à un taux de 3,6% au milieu urbain, 2,7% au milieu rural et 2,9% au niveau national. Par rapport à la profondeur de la pauvreté, ces proportions

sont respectivement de 4,9%, 3,3% et 3,7%. De même, cette réduction reste prometteuse lorsqu'il s'agit de la sévérité de pauvreté, soit une diminution respective de 5,3%, 3,7% et 4,0%.

Cependant, la violation de l'hypothèse fondant la première simulation montre que les perspectives de réduction de la pauvreté sont, dans l'ensemble, moins prometteuses. Ainsi, force est de constater que dans le cadre du scénario bas (1,0%) à croissance redistributive non neutre, l'incidence de pauvreté risquerait d'augmenter de 5,9% en milieu urbain, 0,5% en milieu rural et de 3,0% au niveau national. Cette augmentation de la pauvreté serait plus ressentie au niveau de la profondeur de pauvreté, soit respectivement 11,5%, 2,8% et 6,7%, et au niveau de la sévérité de pauvreté, soit respectivement 15,8%, 5,0% et 10,0%.

Tels enseignements indiquent qu'une augmentation de l'inégalité de 1,0% implique non seulement une inhibition de l'effet escompté de la croissance économique (1%) mais également une augmentation de la pauvreté dans ses trois formes. D'emblée, se sont les plus pauvres parmi les pauvres qui seront le plus touchés.

Ce n'est qu'à partir d'un taux de croissance supérieur ou égal à 3,5% que l'effet inégalité (1%) commence à s'estomper. Ce cas de figure concerne essentiellement l'incidence de pauvreté à tous les niveaux urbain, rural et national. Pour que cette baisse concerne les différentes formes de la pauvreté, il faudrait un taux de croissance des dépenses par habitant supérieur ou égal à 4,0%, c'est le cas du scénario haut dans le cadre duquel il est assumé un taux de croissance plus optimiste.

En effet, dans le cadre de ce scénario (3,5%) à croissance redistributive neutre (non neutre), le rythme de la baisse devient conséquent et se situerait à 10,2% (4,3%) par an au niveau national. Avec un taux annuel de croissance démographique de 1,41% (RGPH, 2004), le nombre de pauvres diminuerait à un taux de 8,9%⁴ (2,9%). Ces rythmes de baisse implique qu'à moyen terme, en 6 ans par ex., le nombre total de pauvres pourra être réduit de près de moitié si la croissance des dépenses des ménages est soutenue et neutre versus une baisse limitée de 17,4% si elle est non neutre.

Eu égard à ces simulations, il s'avère que toute croissance du niveau moyen du revenu ou des dépenses n'entraîne pas nécessairement une réduction de la pauvreté. Pour s'assurer qu'une faible croissance ait des effets bénéfiques sur la réduction de la pauvreté, il est inéluctable de stabiliser l'inégalité. Dans une telle condition, tout effort de croissance permettrait de réduire les différentes formes de pauvreté à des taux importants. En revanche, si la croissance économique induit une croissance conjointe de l'inégalité, il est possible d'assister à une aggravation de la pauvreté dans toutes ses formes. Pour avoir un effet favorable sur la réduction de la pauvreté, la croissance des dépenses per capita doit avoir un taux supérieur à celui de l'inégalité au moins de trois fois.

⁴ Soit r_q le taux de croissance de l'effectif des pauvres ; r le taux de croissance démographique ; et $\Delta P_0/P_0$ taux de variation de l'incidence de pauvreté, on peut montrer que $r_q = r + \Delta P_0/P_0 + r \cdot \Delta P_0/P_0$

Etant donné que cette analyse reste *ex ante* et sans mémoire dans la mesure où elle ne tient pas compte des interactions passées entre la pauvreté et les deux facteurs explicatifs croissance et inégalité, il s'avère pertinent de se référer à une analyse dynamique pour évaluer l'importance relative de la contribution de ces deux facteurs à l'évolution de la pauvreté. Procéder de cette façon permettrait de : (i) confirmer ou infirmer l'hypothèse de la croissance redistributive neutre ; et (ii) relativiser les résultats des impacts simulés des scénarios de croissance, et ce en révisant à la hausse ou à la baisse les élasticités pauvreté-croissance et/ou pauvreté-inégalité.

2.3.2. Résultats de la décomposition dynamique de la pauvreté : une analyse *ex post* de la relation pauvreté-inégalité-croissance

Avant de présenter les résultats, il convient d'abord de signaler que la décomposition de la variation de la pauvreté exige la neutralisation de l'effet de l'inflation moyennant notamment des indices de prix temporels et par zone de résidence dans le but de raisonner en termes réels. En outre, cette décomposition suppose une définition identique de la ligne de pauvreté en termes réels au cours de la période considérée. Pour ce faire, les déflateurs retenus ont été calculés sur la base des rapports des seuils de pauvreté par milieu de résidence et par période considérés.

Les tableaux 4, 5 & 6 présentent les effets de la croissance et de l'inégalité, en termes absolus, sur la variation observée de la pauvreté sur une période donnée. Ces résultats, obtenus selon les méthodes dynamiques de Datt & Ravallion (1992) et de Shorrocks (1999), permettent d'analyser l'interaction et la configuration simultanées des influences de la croissance et de l'inégalité sur la pauvreté.

Cas du milieu urbain

Comme il a été susmentionné, le contexte économique s'est particularisé entre 1985 et 1991 par une phase de baisse de la pauvreté à tous les niveaux urbain, rural et national. Si l'on retient l'incidence de la pauvreté urbaine, force est de constater que la diminution de la part des pauvres (-5,7 points de pourcentage) est due principalement à l'effet croissance.

En effet, si le seul facteur croissance avait intervenu - la distribution est restée constante -, cette baisse aurait été de 5,2 (4,5) points selon l'approche de Datt & Ravallion (Shorrocks). Bien que l'impact de l'inégalité demeure moins important que celui de la croissance, il est loin d'être négligeable. Il montre que la répartition des richesses a favorisé la population pauvre. En effet, si la dépense moyenne réelle était restée constante, le taux de pauvreté aurait chuté de 2 (1,2) points selon l'approche de Datt & Ravallion (Shorrocks).

En termes relatifs, selon l'approche de Shorrocks, 79% de la baisse observée de la part des pauvres dans les zones urbaines sont attribuables à la croissance des dépenses moyennes per capita, le changement dû à la baisse de l'inégalité en milieu urbain intervient pour 21% de la baisse de l'incidence de la pauvreté dans ce milieu.

Tableau 4 : Décomposition de l'évolution des indices de pauvreté en milieu urbain selon les méthodes de Datt & Ravallion (1992) et de Shorrocks (1999)

Source : Données de base des ENCDM 1984/85 et 2000/01 et de l'ENNVN 1990/91

Les effets croissance et inégalité ont eu des effets similaires sur les autres formes de la pauvreté urbaine. Du point de vue de la profondeur de la pauvreté, ces contributions se situent, toujours selon l'approche de Shorrocks, respectivement à 70% et à 30%. Sur le plan de la sévérité de la pauvreté urbaine, 60% de la baisse observée s'expliquent par

Période	Variation de P_α	Effet croissance		Effet inégalité		Résidu	
		Datt & Ravallion	Shorrocks	Datt & Ravallion	Shorrocks	Datt & Ravallion	Shorrocks
Incidence de pauvreté (P_0)							
1985-1991	-5,7	-5,2	-4,5	-2,0	-1,2	+1,4	--
1991-2001	0	+1,6	+1,8	-2,0	-1,8	+0,4	--
1985-2001	-5,7	-3,5	-3,5	-2,3	-2,3	+0,12	--
2001-2007	-2,8	-3,3	-3,1	+0,2	+0,3	+0,3	--
1985-2007	-8,6	-6,7	-6,5	-2,2	-2,1	+0,3	--
Profondeur de pauvreté (P_1)							
1985-1991	-2,0	-1,5	-1,4	-0,7	-0,6	+0,1	--
1991-2001	0	+0,6	+0,5	-0,4	-0,5	-0,1	--
1985-2001	-2,0	-0,9	-0,9	-1,3	-1,2	+0,1	--
2001-2007	-0,7	-0,7	-0,7	+0,0	0,0	+0,0	--
1985-2007	-2,7	-1,8	-1,7	-1,1	-1,0	+0,3	--
Sévérité de pauvreté (P_2)							
1985-1991	-1,0	-0,6	-0,6	-0,5	-0,5	0,1	--
1991-2001	+0,02	+0,2	+0,18	-0,1	-0,16	-0,06	--
1985-2001	-1,0	-0,4	-0,33	-0,8	-0,7	+0,1	--
2001-2007	-0,24	-0,24	-0,24	0,0	0,0	0,0	--
1985-2007	-1,3	-0,8	-0,6	-0,7	-0,6	+0,3	--

l'effet croissance et 40% échoit à l'effet inégalité. Ce qui montre bel et bien que la baisse de l'inégalité urbaine, entre 1985 et 1991, a profité beaucoup plus aux plus pauvres parmi les urbains pauvres.

Entre 1991 et 2001, l'effet croissance en milieu urbain est de signe positif. Il fait apparaître que l'incidence de la pauvreté aurait augmenté de 1,6 (1,8) points de pourcentage selon l'approche de Datt & Ravallion (Shorrocks) si la redistribution était restée inchangée. Autrement dit, sans les changements intervenus au niveau de l'inégalité sur la même période on aurait dû se retrouver avec une part des pauvres plus importante en 2001 qu'en 1991.

En effet, si la dépense moyenne était restée constante, l'incidence de la pauvreté aurait chuté de 2 (1,8) points selon l'approche de Datt & Ravallion (Shorrocks). Cet impact⁵ positif de l'inégalité sur la réduction de la pauvreté reste également perceptible au niveau de la profondeur et de la sévérité de la pauvreté urbaine qui sont deux indices plus sensibles à la répartition des richesses au sein de la population pauvre.

Par rapport à la variation de la pauvreté urbaine sur la période 1985-2001, la décomposition fait apparaître qu'à la fois la croissance et l'inégalité ont contribué à la réduction de la pauvreté dans toutes ses formes. Si l'on se limite dans un premier temps à l'incidence de la pauvreté urbaine, 61,4% de la baisse de la pauvreté (au sens de Shorrocks) sont attribuables à la croissance si l'inégalité est restée constante. La baisse de l'inégalité urbaine sur la même période intervient pour 38,6% de la baisse de la part des pauvres si la dépense moyenne est restée constante.

Du point de vue de la profondeur et de la sévérité de la pauvreté urbaine, ces proportions sont respectivement de 45% et 33% pour le facteur croissance et de 55% et 67% pour le facteur inégalité. Encore est-il que ces deux indices montrent leur forte sensibilité à la réduction de l'inégalité.

Entre 2001 et 2007, le contexte économique s'est particularisé par une phase de baisse remarquable de la pauvreté à tous les niveaux urbain, rural et national. Si l'on retient l'incidence de la pauvreté urbaine, force est de constater que la diminution de la part des pauvres (-2,8 points de pourcentage) est due totalement à l'effet croissance.

En effet, si la croissance était neutre, cette baisse aurait été de 3,3 (3,1) points selon l'approche de Datt & Ravallion (Shorrocks). En dépit de son étroitesse, l'impact de l'inégalité demeure non moins important. Il montre que la répartition des richesses a défavorisé la population pauvre. En effet, si la dépense moyenne réelle était restée constante, le taux de pauvreté aurait été hissé de 0,2 (0,3) points selon l'approche de Datt & Ravallion (Shorrocks). En termes relatifs, selon l'approche de Shorrocks, 110,7% de la baisse observée de la part des pauvres dans les zones urbaines sont attribuables à la croissance des dépenses moyennes per capita, le changement dû à l'augmentation de l'inégalité urbaine intervient pour 10,7% de la hausse de l'incidence de la pauvreté dans ce milieu. En d'autres termes, sans les effets positifs de la croissance, la pauvreté urbaine aurait augmentée entre 2001 et 2007.

⁵ Ces résultats sont corroborés par la baisse de l'inégalité urbaine, mesurée par l'indice de Gini généralisé et particulièrement par l'indice d'Atkinson, et la dominance stochastique au sens de Lorenz qui indique l'amélioration du niveau de vie du quintile inférieur de la distribution en milieu urbain (Cf. K. Soudi (2008), « Dynamiques de l'inégalité », *Les Cahiers du Plan* n° 17).

L'effet inégalité ne s'est pas répercuté sur les autres formes de la pauvreté urbaine. Sa contribution sur la baisse de la profondeur et de la sévérité de la pauvreté est nulle selon l'approche de Shorrocks. Ce qui montre que 100% de la baisse observée échoit à l'effet croissance, et que la hausse de l'inégalité urbaine n'a pas aggravé les écarts entre les pauvres, et particulièrement parmi les plus pauvres des urbains.

En se situant dans une longue période, 1985-2007, près de 76% de la baisse de l'incidence de la pauvreté urbaine est attribuable à l'effet croissance des dépenses per capita, le changement dû à la baisse de l'inégalité, si on pondère davantage la population pauvre dans la distribution, intervient pour 24% dans la baisse de la part des pauvres dans ce milieu.

En effet, si le seul facteur croissance avait joué – la distribution est restée constante –, le taux de pauvreté aurait passé de 13,3 % en 1985 à 7% en 2007 au lieu de 4,8%. Inversement, si la dépense moyenne est restée constante, la baisse de l'incidence de la pauvreté aurait été de 2,1 points de pourcentage selon l'approche de Shorrocks.

Par rapport à la baisse de la profondeur de la pauvreté, elle incombe à l'effet croissance à hauteur de 63%, et à l'effet inégalité à hauteur de 37%. Ces proportions sont respectivement de 50% chacune pour la baisse de la sévérité de la pauvreté urbaine. Ces indices montrent bel et bien que la croissance a essentiellement contribué à la baisse de l'incidence de la pauvreté, et la bonne répartition favorisant la population pauvre en milieu urbain a contribué à réduire les écarts entre le niveau de vie des pauvres et le seuil de pauvreté.

Ces différents indices déduits de la décomposition de la pauvreté urbaine confirment essentiellement le résultat selon lequel l'inégalité influence fortement la pauvreté urbaine. Comme on l'a déjà noté, la réduction des inégalités contribuerait à la réduction de la pauvreté aussi bien dans un contexte de croissance positive ou de croissance négative : dans le premier cas, l'impact de l'inégalité renforce celui de la croissance, et dans le second cas, il le compense en atténuant l'accentuation de la pauvreté. En termes de politiques économiques, pareils constats supposent que pour réduire efficacement la pauvreté urbaine aussi bien dans un contexte de croissance positive ou de croissance négative, il serait essentiel d'assurer une meilleure redistribution des revenus.

Cas du milieu rural

En milieu rural, l'analyse des résultats met en évidence un autre schéma d'interaction entre la croissance et l'inégalité en termes de réduction de la pauvreté. Au cours de la période 1985-1991, 95,5% de la baisse de l'incidence de la pauvreté, au sens de

Shorrocks, sont attribuables à la croissance de la dépense moyenne à distribution neutre. Le reste (4,5%) s'explique par le changement dans la répartition des richesses. Le facteur inégalité n'a donc pas provoqué une baisse importante de la pauvreté comme c'était le cas en milieu urbain. En termes de profondeur de la pauvreté, ces proportions sont respectivement de 75,0% et 25,0%. S'agissant de la sévérité de la pauvreté, ces indices se situent respectivement à 62,5% et 37,5%. Ce changement dans l'impact de l'inégalité montre que la redistribution des richesses en milieu rural aurait beaucoup réduit l'écart qui sépare les pauvres au seuil de pauvreté que de réduire le nombre de pauvres.

Tableau 5 : Décomposition de l'évolution des indices de pauvreté en milieu rural selon les méthodes de Datt & Ravallion (1992) et de Shorrocks (1999)

Période	Variation de P_α	Effet croissance		Effet inégalité		Résidu	
		Datt & Ravallion	Shorrocks	Datt & Ravallion	Shorrocks	Datt & Ravallion	Shorrocks
Incidence de pauvreté							
1985-1991	-8,8	-8,0	-8,4	-0,1	-0,4	-0,7	--
1991-2001	+7,1	+5,6	+6,0	+0,6	+1,1	+0,9	--
1985-2001	-1,7	-2,0	-2,2	+0,7	+0,5	-0,5	--
2001-2007	-10,7	-13,4	-13,2	+2,5	+2,5	+0,1	--
1985-2007	-12,4	-14,1	-14,5	+2,5	+2,1	-0,9	--
Profondeur de pauvreté							
1985-1991	-3,2	-2,4	-2,4	-0,8	-0,8	+0,01	--
1991-2001	+2,2	+1,7	+1,8	+0,4	+0,4	+0,1	--
1985-2001	-1,1	-0,7	-0,7	-0,35	-0,4	-0,3	--
2001-2007	-2,6	-3,4	-3,5	+1,1	+1,1	-0,3	--
1985-2007	-3,7	-4,1	-4,2	+0,7	+0,5	-0,4	--
Sévérité de pauvreté							
1985-1991	-1,6	-1,0	-1,0	-0,7	-0,6	+0,05	--
1991-2001	+1,0	+0,7	+0,7	+0,33	+0,3	+0,01	--
1985-2001	-0,62	-0,29	-0,3	-0,32	-0,32	-0,01	--
2001-2007	-1,0	-1,3	-1,4	+0,5	+0,4	-0,3	--
1985-2007	-1,6	-1,6	-1,7	0,2	+0,1	-0,2	--

Source : données de base des ENCDM 1984/85 et 2000/01 et des ENNVM 1990/91 et 2006/07

Entre 1991 et 2001, la faiblesse de la croissance a entraîné une augmentation de l'incidence de la pauvreté de 84,5% à redistribution neutre, et l'accentuation de l'inégalité intervient pour 15,5% de la recrudescence de la part des pauvres à dépense moyenne réelle constante. Ces proportions sont respectivement de 81,8% et 18,2% pour la profondeur de la pauvreté, et de 70% et 30% lorsqu'il s'agit de la sévérité de la

pauvreté. Il ressort donc de ces indices que la dégradation de l'inégalité en milieu rural a contribué non seulement à accroître le nombre de pauvres en milieu rural, mais également à accroître l'écart entre le niveau de vie moyen des pauvres et le seuil de pauvreté. Pareil résultat traduit également le fait que ce sont les plus pauvres parmi les ruraux pauvres qui ont le plus pâti de l'accroissement des inégalités entre 1991 et 2001.

Si l'on se focalise à présent sur la décomposition de la variation de la pauvreté rurale au cours de la période 1985-2001, le facteur croissance montre que si la modification de la dépense moyenne s'était opérée sans modification de l'inégalité, l'incidence de la pauvreté aurait chuté de 2 (2,2) points de pourcentage selon l'approche de Datte & Ravallion (Shorrocks). Étant donné que la baisse de la pauvreté n'a été que de 1,7 points, cela implique que le facteur inégalité a provoqué une augmentation du taux de pauvreté de 0,7 (0,5) points selon l'approche de Datte & Ravallion (Shorrocks). En revanche, si l'on examine la profondeur et la sévérité de la pauvreté, ce résultat ne tient plus. En effet, la légère baisse de l'inégalité rurale a contribué à réduire la profondeur de la pauvreté, au sens de Shorrocks, de 36,4% et la sévérité de la pauvreté de 51,6%. En d'autres termes, ceteris paribus, les changements dans la distribution des richesses entre 1985 et 2001 ont entraîné une légère augmentation du nombre de pauvres, mais amélioré la situation des plus pauvres en réduisant l'écart qui sépare les pauvres du seuil de pauvreté.

Au cours de la période 2001-2007, l'effet croissance sur la réduction de la pauvreté était évincé par la recrudescence de l'inégalité rurale. En effet, la baisse de l'incidence de la pauvreté aurait été de 13,4 points de pourcentage, en passant de 25,1% en 2001 à 11,7% en 2007, si l'inégalité est restée neutre. Le facteur inégalité a donc réduit l'impact de la croissance sur la baisse du taux de pauvreté de près de 19%.

Cet effet réducteur devient plus important lorsqu'il s'agit de la profondeur et de la sévérité de la pauvreté, soit respectivement 32,4% et 28,6%. Ces indices mettent en exergue que les possibilités de la réduction de la pauvreté monétaire dans toutes ses formes sont prometteuses en milieu rural pourvu que les actions entreprises de lutte contre la pauvreté avantagent la réduction de l'inégalité au sein de la population rurale.

Le même schéma s'est reproduit entre 1985 et 2007. L'incidence de la croissance sur la réduction de la pauvreté était contrariée par la hausse de l'inégalité mais avec une acuité moins importante comparativement avec la période 2001-2007. L'effet réducteur de la hausse de l'inégalité est de 14,5% pour le taux de pauvreté, de 11,7% pour la profondeur de la pauvreté, et de 5,9% pour la sévérité de la pauvreté.

Cette comparaison entre les périodes 2001-2007 et 1985-2007, montre qu'à long terme l'impact négatif d'une hausse éventuelle de l'inégalité en milieu rural pourra être absorbé par toute relance de la croissance axée sur la demande des ménages ruraux.

Maroc total

À l'échelle nationale, la réduction de l'incidence de la pauvreté était exclusivement due à l'amélioration de la croissance. Au cours des périodes 1985-1991, 1985-2001 et 1985-2007, la phase d'expansion économique caractérisée par une augmentation des dépenses en termes réels a entraîné une baisse de la part des pauvres respectivement de 8,2, 7,1 et 12,9 points de pourcentage selon l'approche de Shorrocks. À dépense moyenne constante en termes réels, la baisse de l'inégalité observée lorsque la population pauvre est mieux pondérée, n'aurait pas été suffisante pour faire décliner la part des pauvres. En revanche, elle a contribué à réduire l'écart qui sépare les pauvres du seuil de pauvreté.

Tableau 6 : Décomposition de l'évolution des indices de pauvreté au niveau national selon les méthodes de Datt & Ravallion (1992) et de Shorrocks (1999)

Source : Données de base des ENCDM 1984/85 et 2000/01 et des ENNVN 1990/91 et 2006/07

Entre 1991 et 2001, la décomposition de la pauvreté au sens de Shorrocks indique que 82% de l'augmentation de la pauvreté à l'échelle nationale sont attribuables à la faiblesse de la croissance des dépenses per capita, le reste (18%) incombe à l'inégalité. Ces proportions sont respectivement de 56% et 44% pour la profondeur de la pauvreté et de 43% et 57% pour la sévérité de la pauvreté. Ces indices montrent que la faible

Période	Variation de P_α	Effet croissance		Effet inégalité		Résidu	
		Datt & Ravallion	Shorrocks	Datt & Ravallion	Shorrocks	Datt & Ravallion	Shorrocks
Incidence de pauvreté (P_0)							
1985-1991	-7.9	-8.1	-8.2	+0.3	+0.3	-0.1	--
1991-2001	+2.2	+2.0	+1.8	+0.6	+0.4	-0.4	--
1985-2001	-5.7	-6.8	-7.1	+1.8	+1.4	-0.7	--
2001-2007	-6,4	-6,8	-6,4	-0,3	0,0	0,7	--
1985-2007	-12,1	-12,7	-12,9	+1,1	+0,9	-0,5	--
Profondeur de pauvreté (P_1)							
1985-1991	-2.8	-2.4	-2.4	-0.3	-0.4	-0.1	--
1991-2001	+0.8	+0.45	+0.5	+0.3	0.3	+0.1	--
1985-2001	-2.1	-2.0	-2.1	+0.1	+0.01	-0.2	--
2001-2007	-1,6	-1,7	-1,7	+0,1	+0,1	+0,0	--
1985-2007	-3,6	-3,5	-3,6	+0,1	0,0	-0,2	--
Sévérité de pauvreté (P_2)							
1985-1991	-1.4	-1.0	-1.0	-0.4	-0.4	-0.02	--
1991-2001	+0.4	+0.16	+0.17	+0.2	+0.2	+0.04	--
1985-2001	-1.0	-0.81	-0.84	-0.14	-0.17	-0.05	--
2001-2007	-0,6	-0,6	-0,6	+0,0	0,0	+0,0	--
1985-2007	-1,6	-1,4	-1,5	-0,1	-0,1	-0,1	--

croissance a essentiellement contribué à la recrudescence du nombre de pauvres, et la

mauvaise répartition à l'échelle nationale a contribué à accroître l'écart entre le niveau de vie moyen des pauvres et le seuil de pauvreté.

En somme, l'analyse de la décomposition dynamique de la pauvreté fait ressortir que le schéma des liens entre la croissance, l'inégalité et la pauvreté diffère d'un milieu à l'autre. En milieu urbain, en dépit de l'éroitesse de la croissance économique, l'effort dans l'équité de la distribution des richesses a contribué à l'amélioration de la situation des pauvres, et particulièrement des plus pauvres parmi les pauvres.

De surcroît, cet effort d'équité a permis d'endiguer la dégradation de la pauvreté due notamment à la faiblesse de la croissance. A contrario, son relâchement induit un effet inhibiteur sur les effets de la croissance, en termes de réduction de la part des pauvres. Nonobstant, cette articulation ne concerne pas la profondeur et la sévérité de la pauvreté, probablement en raison du recul important et constant qu'ont connu ces deux indices au fil du temps.

Dans les zones rurales, la population demeure fortement sensible au recul du niveau de vie et seule une forte croissance est en mesure d'incliner la pauvreté dans toutes ses formes. Quant à l'amélioration de la répartition des richesses, elle n'a d'effets que sur les plus pauvres parmi les pauvres. En outre, la détérioration de l'inégalité au cours des périodes 2001-2007 et 1985-2007, a réduit le recul de la pauvreté rurale dans toutes ses formes. L'impact de la croissance sur la réduction de la pauvreté a été amoindri par la recrudescence de l'inégalité au cours de ces deux périodes. L'autre enseignement inhérent à ces constats est que la réduction de la pauvreté rurale serait davantage importante dans un contexte marqué par un effort de répartition plus équitable.

Cependant, d'après Kuznets, dans le processus du développement, la croissance entraîne des changements dans la répartition des ressources, les prix relatifs, et, partant, les rémunérations des facteurs de production, partiellement à court et à moyen termes mais certainement à long terme. Ces changements restent susceptibles d'impacter négativement la pauvreté particulièrement dans un contexte qui dispose de peu d'instruments de politique économique en mesure d'orienter, tant que faire se peut, une partie des fruits de la croissance vers la population démunie. La stimulation d'une croissance pro-pauvres garantit la subtilité de la baisse de la pauvreté, et ce quelle que soit l'influence néfaste de la croissance sur les inégalités, et réciproquement.

Au vu de ces liens entre la croissance et l'inégalité, et leurs conséquences sur l'essor du niveau de vie de la population, généralement, et la population pauvre, particulièrement, il serait pertinent de savoir si les fruits de la croissance économique sont bien répartis entre tous les groupes sociaux, et particulièrement les pauvres et les non pauvres. Autrement dit, la croissance est-elle pro-pauvres?

2.3.3. La croissance est-elle pro-pauvres?

A travers la littérature sur ce questionnement, un consensus s'érige entre les économistes relevant des écoles différentes, à savoir la croissance n'est pas suffisante pour réduire la pauvreté même s'elle accroît le niveau moyen des dépenses. Inversement, pour qu'une politique de réduction de la pauvreté soit pérenne, il est indubitable qu'elle soit accompagnée par une croissance économique soutenue en mesure d'inhiber l'impact de la détérioration de l'inégalité sur la population en situation de pauvreté ou de vulnérabilité. En mettant l'emphase sur ces deux spécificités du lien entre croissance et pauvreté, la notion croissance pro-pauvres est focalisée sur les déterminants de la pauvreté et la dynamique de sa réduction.

Deux approches prévalent actuellement pour dire si la croissance est pro-pauvres ou non :

- (i) la première, dite relative, considère que la croissance est pro-pauvres lorsque les plus pauvres bénéficient plus que les autres des fruits de la croissance. Elle doit donc se traduire par une réduction de l'inégalité des revenus en faveur des pauvres (Kakwani & Pernia, 2000). Cependant, force est de constater que cette approche considère que tout effort de réduction de la pauvreté suite à des performances économiques accompagnées d'une accentuation de l'inégalité, ne pourrait être considéré comme pro-pauvres ;
- (ii) la seconde, dite absolue, considère comme pro-pauvres une croissance qui se traduit par une réduction de l'incidence de la pauvreté (Ravallion & Chen, 2003). Toutefois, elle ne tient pas compte de la spécificité de la croissance - inégalitaire ou non-, d'une part, et, d'autre part, elle ne se soucie pas du sort des plus pauvres dans la mesure où elle met seulement en jeu l'incidence de la pauvreté.

A cet égard, plusieurs approches ont été proposées pour appréhender un processus de croissance pro-pauvres, dont notamment celles de McCulloch & Baulch (1999), Kakwani & Pernia (2000), Ravallion & Chen (2003) et Son (2004). Si la mise en œuvre de ces deux dernières approches a le mérite d'être indépendante, elles sont valides pour toutes les lignes de pauvreté. Ce qui n'est pas le cas pour les approches de McCulloch & Baulch (1999) et Kakwani & Pernia (2000) dont l'opérationnalisation dépend du seuil de pauvreté. À cet égard, le recours est fait à l'approche de Ravallion & Chen (2003) pour étudier la nature de la relation entre croissance économique et pauvreté.

A. Approche de mesure : la croissance pro-pauvres selon Ravallion & Chen (2003)

Pour savoir si la croissance est pro-pauvres ou non, Ravallion & Chen ont mis en œuvre une courbe d'incidence de croissance (CIC) qui fait correspondre à chaque quantile p son taux de croissance du niveau de vie.

Cette approche est fondée sur les propriétés de la courbe de Lorenz suivantes :

$$L(p) = \frac{1}{\mu} \int_0^p Q(r) dr \quad p \in [0, 1] \quad \text{et} \quad L'(p) = \frac{Q(p)}{\mu} \quad \text{avec} \quad Q(0) = 0$$

Il est à rappeler que $Q(p_j) = y_j = \max(y_j / F(y_j) \leq p_j)$ représente le niveau de vie mesuré par la variable dépense per capita Y en dessous duquel on retrouve une proportion p de la population. Si l'on prend en compte la période d'investigation $(t, t+n)$, le taux de croissance des dépenses au $p^{\text{ième}}$ quantile est donné par : $g_{t+n}(p) = \frac{Q_{t+n}(p) - Q_t(p)}{Q_t(p)}$

Lorsque p varie de 0 à 1, $g(p)$ affiche un tracé appelé CIC. Pour établir un lien entre $g(p)$ et le taux de croissance global de la dépense moyenne entre t et $t+n$, on combine les deux expressions ci-dessus, soit :

$$g_{t+n}(p) = \frac{L'_{t+n}(p)}{L'_t(p)} (\gamma_{t+n} + 1) - 1 \quad \text{où} \quad \gamma_{t+n} = \frac{\mu_{t+n}}{\mu_t} - 1 \quad \text{exprime le taux de croissance de la dépense moyenne en termes réels entre } t \text{ et } t+n.$$

Quatre cas particuliers peuvent être déduits de cette relation :

- si l'inégalité est invariante, $g_{t+n}(p) = \gamma_{t+n}$ quel que soit p . Ce qui indique que tous les quantiles ont évolué au même rythme que celui de la croissance. Dans ce cas, il n'est pas évident que la croissance a plus bénéficié aux pauvres qu'aux non pauvres ;
- si $g_{t+n}(p) \geq \gamma_{t+n}$ pour tout p couvrant les pauvres, on conclut que $Q_{t+n}(p)/\mu_{t+n}$ s'accroît dans le temps. Ce qui montre que les bénéfices tirés par les pauvres de cette croissance économique sont proportionnellement plus importants que ceux obtenus par l'ensemble de la population⁶. Dans pareille situation la croissance économique est sans ambiguïté pro-pauvres ;
- Si la courbe représentant $g_{t+n}(p)$ est décroissante (croissante) pour tout p , alors l'inégalité diminue (augmente), et la croissance enregistrée est donc favorable (défavorable) pour les pauvres ;
- Si la CIC se situe au dessus de zéro ($g_{t+n}(p) \geq 0$ pour tout p), alors la distribution à la date $t+n$ domine stochastiquement au premier ordre celle à la date t . Ce qui se traduit par une baisse de la pauvreté dans toutes ses formes et par une baisse de l'inégalité globale. Inversement, si la CIC est au dessous de zéro, la croissance négative en termes réels se traduit à la fois par une accentuation de la pauvreté et par une répartition plus inégalitaire.

B. Présentation des résultats

Cas du milieu urbain

Entre 1985 et 1991, s'il a été montré que la croissance redistributive neutre a diminué de la manière la plus forte la pauvreté urbaine, il importe également de souligner que cette croissance était pro-pauvres. En effet, force est de constater, même au delà du

⁶ $g_{t+n}(p) \geq \gamma_{t+n} \Leftrightarrow \frac{Q_{t+n}(p)}{Q_t(p)} \frac{\mu_t}{\mu_{t+n}} \geq 1 \Leftrightarrow \frac{Q_{t+n}(p)}{Q_t(p)} - 1 \geq \frac{\mu_{t+n}}{\mu_t} - 1$

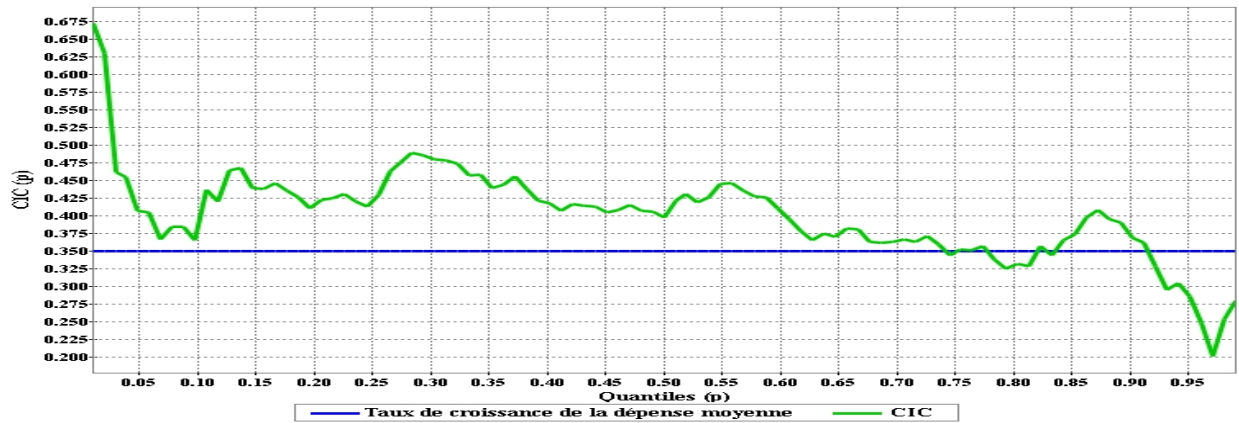
quantile couvrant la population pauvre, que la CIC est au dessus de la droite indiquant le taux de croissance global de la dépense moyenne en termes réels. Ce qui indique que les bénéfices tirés par les pauvres de cette croissance a augmenté à un rythme plus important que celui de la croissance de la dépense moyenne de toute la population. En outre étant donné que la CIC est au dessus de zéro, cela confirme que la croissance économique s'est accompagnée par une réduction de la pauvreté dans la mesure où la distribution de 1991 domine celle de 1985.

Au cours de la période 1991-2001, en dépit d'une croissance négative des dépenses en termes réels, force est de constater que les plus pauvres (environ le quantile 12%) ont enregistré un rythme de croissance des dépenses plus important que celui de la dépense moyenne. Ce qui montre que cette croissance négative de la dépense était moins grave pour cette catégorie sociale. Par ailleurs, il est important de noter que l'allure de la CIC est décroissante au niveau des trois premiers déciles de la répartition, y compris la population pauvre, alors qu'elle est croissante pour le reste de la population. Tel constat est synonyme d'une réduction de l'inégalité au sein de la population pauvre. Il est fort probable que la combinaison de ces deux effets aurait stabilisé la pauvreté urbaine durant cette période.

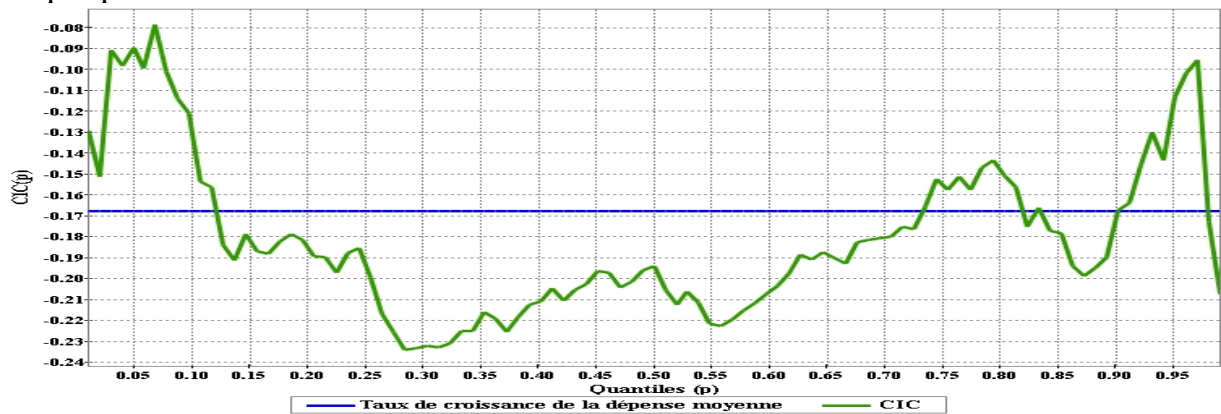
Par rapport à la période 1985-2001, l'allure de la CIC est caractérisée par une décroissance pour les quantiles couvrant aussi bien les pauvres que les non pauvres. S'agissant de la population pauvre, la CIC est à la fois décroissante et Pareil constat montre, encore une fois la baisse de l'inégalité urbaine sur cette période. Ce qui montre également que les gains tirés de la croissance sont proportionnellement plus importants pour les pauvres que l'ensemble de la population. Tous ces indices portent donc à considérer que la croissance économique au cours de cette période serait sans doute pro-pauvres.

La CIC entre 2001 et 2007 est partout positive. Ce qui indique que la répartition de 2007 s'est accompagnée d'une amélioration du niveau de vie de toutes les couches sociales, des plus pauvres aux plus riches. Cette amélioration explique essentiellement la réduction de la pauvreté en milieu urbain au cours de cette période. Par ailleurs, les gains en termes de réduction de la pauvreté urbaine auraient été plus importantes si l'effort de répartition des fruits de la croissance était plus orienté vers les couches démunies.

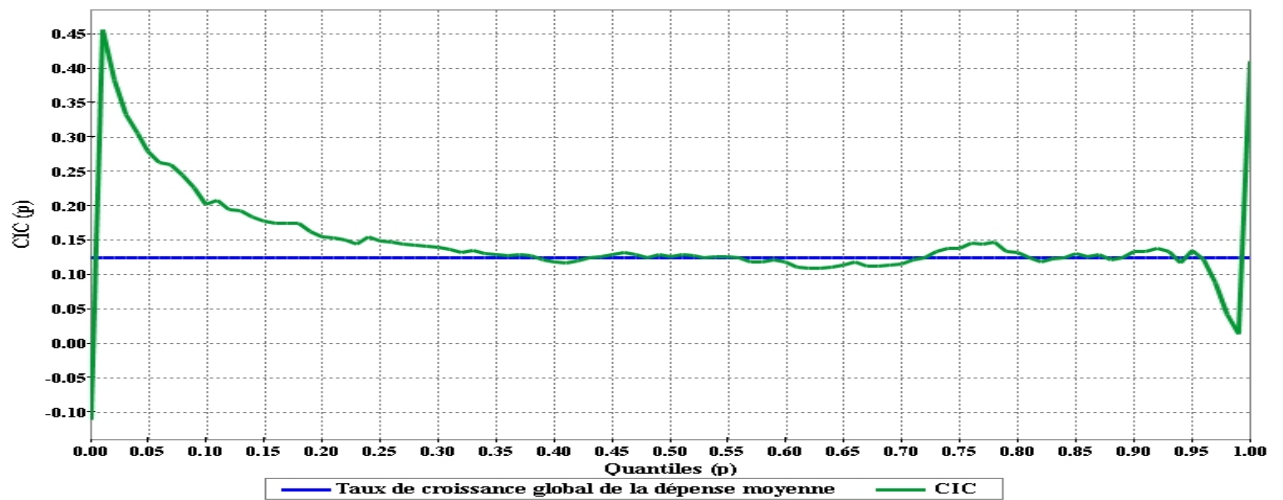
Graphique 7 : Courbe d'incidence de la croissance en milieu urbain entre 1985 et 1991



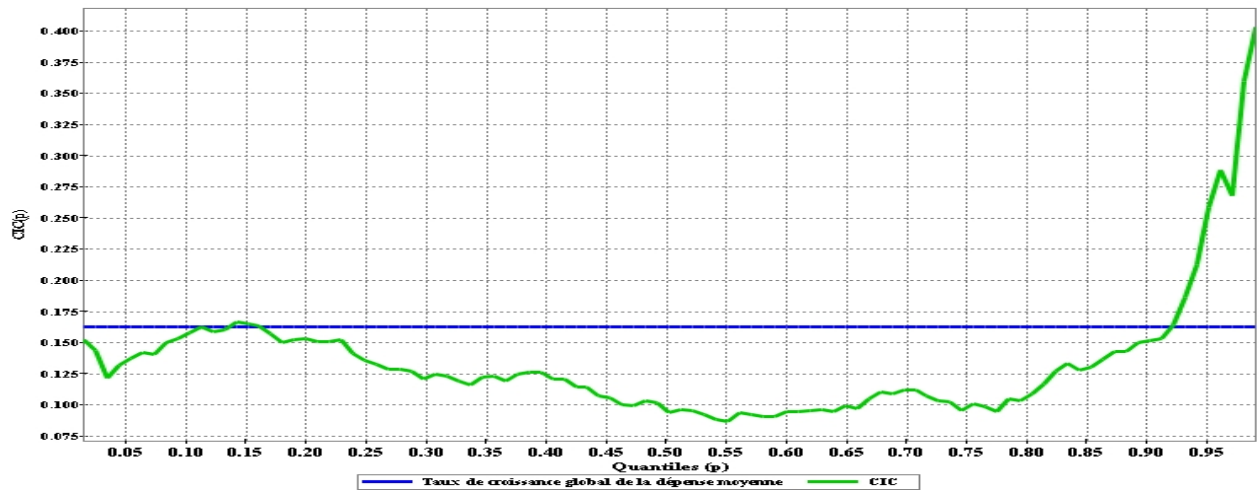
Graphique 8 : Courbe d'incidence de la croissance en milieu urbain entre 1991 et 2001



Graphique 9 : Courbe d'incidence de la croissance en milieu urbain entre 1985 et 2001



Graphique 10 : Courbe d'incidence de la croissance en milieu urbain entre 2001 et 2007



Cas du milieu rural

Entre 1985 et 1991, la CIC montre que les bénéfices tirés par les ruraux pauvres sont proportionnellement plus que ceux obtenus par le reste de la population rurale, et en particulier le segment de la population dont la dépense est comprise entre les quantiles 30% et 70%. Le taux de croissance des dépenses de cette catégorie sociale est inférieur à celui de la dépense de l'ensemble de la population. Aussi importe-t-il de noter que les trois déciles réalisant les dépenses les plus élevées ont amélioré leurs gains tirés de la croissance.

En outre, la CIC est partout positive, il y a donc une dominance stochastique au premier ordre de la distribution rurale de 1985 par celle de 1991. Ce qui corrobore la baisse de la pauvreté dans toutes ses formes. Tous ces indices portent donc à considérer que la croissance en termes réels au cours de cette période est certainement pro-pauvres.

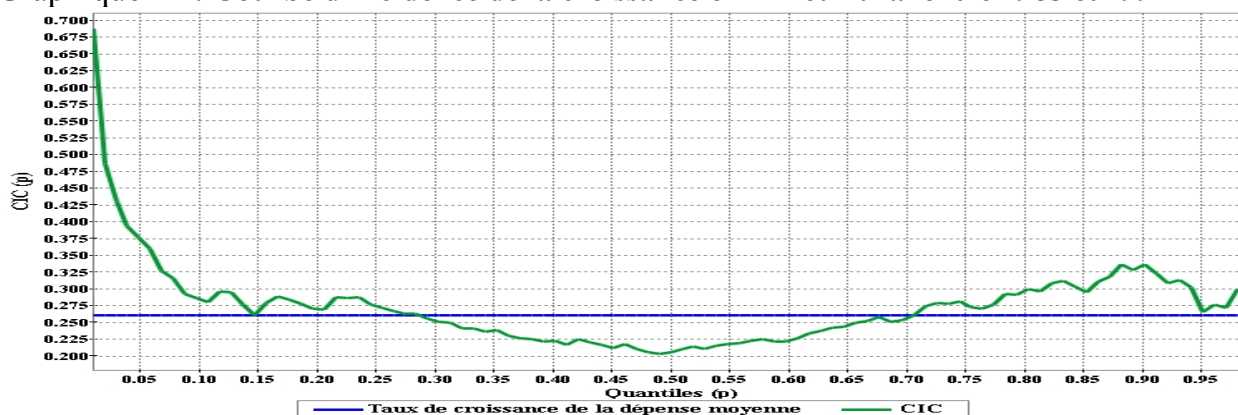
En revanche, entre 1991 et 2001, la CIC se situe au dessous de zéro pour tout quantile. D'emblée, elle est pratiquement au dessous de la droite de la croissance moyenne pour les quantiles couvrant les pauvres. Le premier constat porte à considérer que l'inégalité s'est dégradée, et, partant, la pauvreté s'est accentuée. Quant au deuxième constat, il montre que la croissance négative en termes réels s'est accompagnée par un recul des dépenses plus important pour la population pauvre que pour l'ensemble de la population. Tels enseignes expliquent sans équivoque la recrudescence de la pauvreté rurale au cours de cette période.

La CIC de la période 1985-2001 présente une similitude intéressante avec la CIC de la période 1985 et 1991. En effet, toutes les deux sont au dessus de zéro, convexes et se présentent en forme de U. De surcroît, la CIC entre 1985 et 2001 est décroissante et au dessus de la droite de la croissance de la dépense moyenne pour les quantiles inférieurs à 20%. Ces indices montrent bel et bien que la croissance au cours de cette période s'est accompagnée par une réduction de la pauvreté et par une baisse de l'inégalité au

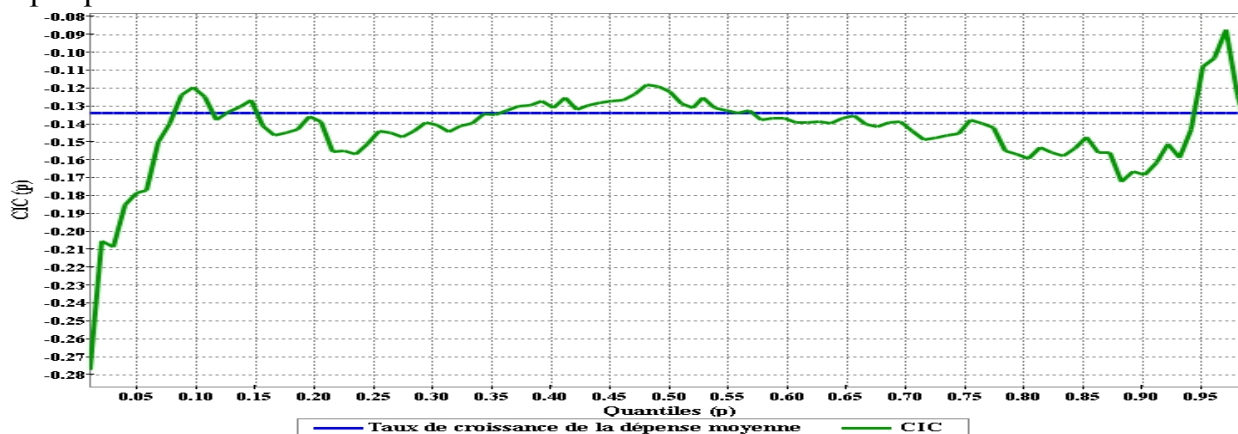
sein de la population pauvre. En somme, ces indices portent donc à considérer que la croissance était pro-pauvres en milieu rural au cours de la longue période 1985-2001.

La CIC entre 2001 et 2007 est croissante, dont la première partie, traduisant le niveau de vie de la population au dessous de la médiane, est au dessous de la droite indiquant le taux de croissance global de la dépense en milieu rural. Cette situation montre que les gains tirés par la population pauvre, particulièrement, et la population modeste, généralement, sont moins proportionnels que ceux tirés par la population ayant un niveau de vie supérieur de la médiane des dépenses. Certes, ces indices indiquent une amélioration du niveau de vie de toute la population rurale, mais, également, ils indiquent que cette amélioration aurait été plus importante si les ruraux pauvres étaient favorisés par la croissance importante qu'a connue le milieu rural entre 2001 et 2007. Chose pouvant indiquer que la croissance n'était pas pro-pauvres, et contribuait à l'accroissement de l'inégalité en milieu rural.

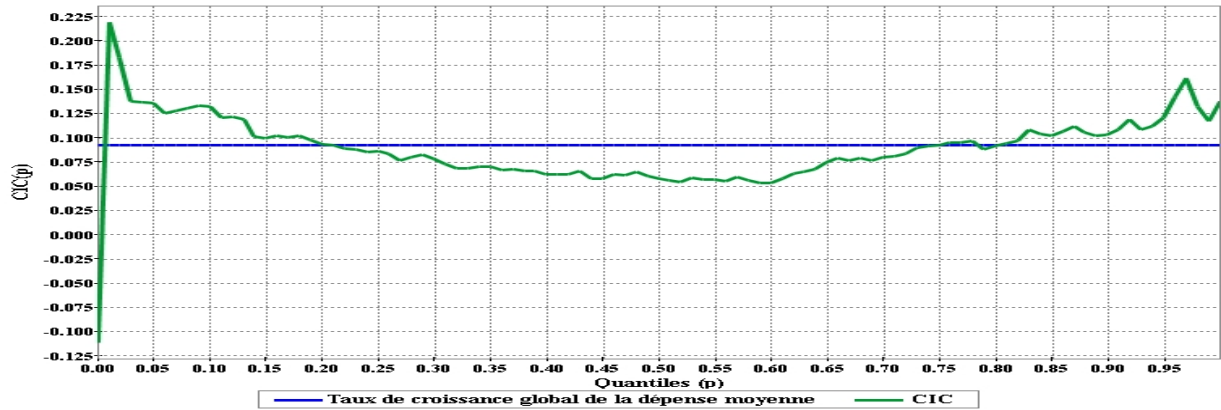
Graphique 11 : Courbe d'incidence de la croissance en milieu rural entre 1985 et 1991



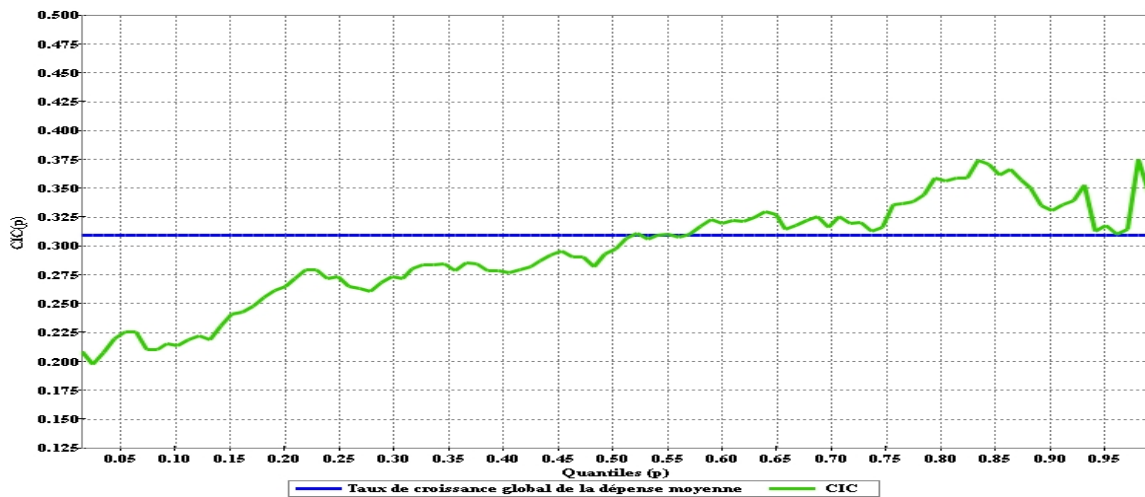
Graphique 12 : Courbe d'incidence de la croissance en milieu rural entre 1991 et 2001



Graphique 13 : Courbe d'incidence de la croissance en milieu rural entre 1985 et 2001



Graphique 14 : Courbe d'incidence de la croissance en milieu rural entre 2001 et 2007



Niveau national

Les CIC des périodes 1985-1991 et 1985-2001 sont pratiquement similaires. Elles sont au dessus de zéro et décroissantes pour les percentiles couvrant la population pauvre et même au-delà. Ce qui montre à la fois une baisse de la pauvreté au cours de ces périodes et une réduction de l'inégalité au sein des pauvres. En outre, elles révèlent que parmi la population pauvre seulement les quantiles inférieurs à 7% qui ont enregistré une amélioration de leur part de dépense en comparaison avec la croissance de la dépense moyenne de l'ensemble de la population. Pareils constats permettent de considérer que la croissance a contribué à la réduction de la pauvreté aussi bien à travers la réduction de l'inégalité au sein de la population pauvre qu'à travers l'amélioration des gains tirés de la croissance par les plus pauvres. Dans ces conditions, la dimension pro-pauvres de la croissance n'est pas évidente.

Entre 1991 et 2001, la CIC est au dessous de zéro, il y a donc une dominance stochastique en termes de pauvreté de la distribution de 2001 par celle de 1991. Ce qui implique sans équivoque une augmentation de la pauvreté au cours de cette période.

Cependant, il est important de noter qu'en dépit d'une croissance négative des dépenses en termes réels, la population pauvre a connu un rythme de croissance des dépenses plus important que celui de la dépense moyenne, ce qui a soulagé certainement l'aggravation de la pauvreté.

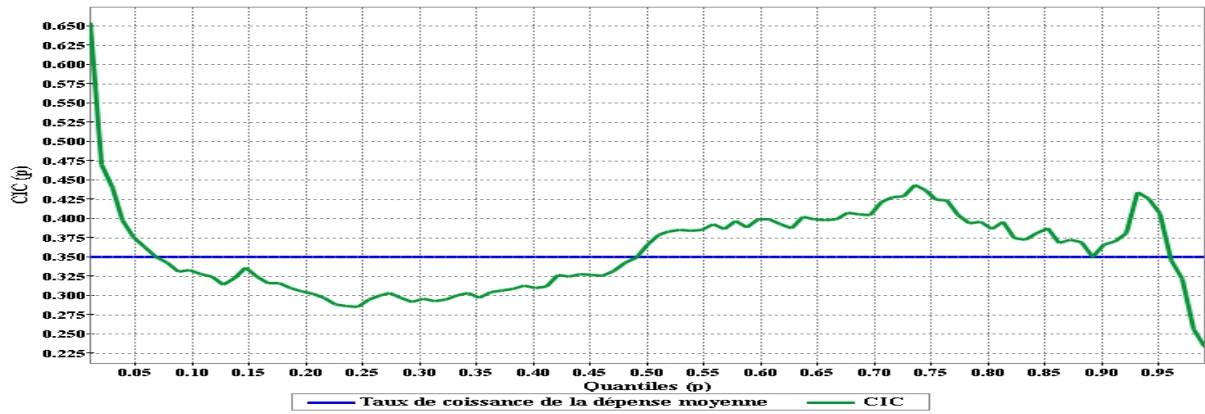
Contrairement aux milieux urbain et rural, la CIC entre 2001 et 2007 montre bel et bien que la croissance était pro-pauvres. Cette amélioration, traduisant un gain des fruits de la croissance de la population pauvre plus proportionnel que le reste de la population, a également concerné la population dont le niveau de vie est au dessous de la médiane. Cette situation s'explique essentiellement par la maîtrise de l'inégalité à l'échelle nationale. A titre indicatif, l'inégalité, mesurée par l'indice de Gini standard, n'a pratiquement pas changé en passant de 40,6% en 2001 à 40,7% en 2007. En d'autres termes, la croissance des dépenses des ménages s'est faite sans la détérioration des termes de l'inégalité. Pareille situation n'a pas été observée si l'on tient compte du milieu de résidence. Aussi bien dans les villes que dans les campagnes, la croissance des dépenses des ménages s'est accompagnée par l'augmentation des inégalités. Cette évolution parallèle a fait que la croissance a amélioré le bien-être des ménages pauvres sans qu'elle soit pro-pauvres.

Partant de ces indices et des implications qu'ils sous-tendent, il est possible de se faire une idée, ne serait-ce qu'approximative, sur la nature de la croissance prévalant dans les années passées. Grosso modo, la croissance observée, au cours des différentes périodes, a notablement amélioré le niveau de vie de l'ensemble de la population, qu'elle soit pauvre ou non pauvre, et ce quel que soit l'essor de l'inégalité. Cette articulation corrobore l'idée selon laquelle « la croissance est bonne pour les pauvres ». Nonobstant, dans un contexte où l'inégalité est maîtrisée, les bénéfices tirés de la croissance par les pauvres croissaient à un rythme plus élevé que celui de croissance de la dépense moyenne de toute la population. A l'exception de la période 2001-2007, pareil constat reste équivoque à l'échelle nationale. Cette exception montre bel et bien que les liens établis entre la croissance et la pauvreté par milieu de résidence ne peuvent être projetés sur le plan national.

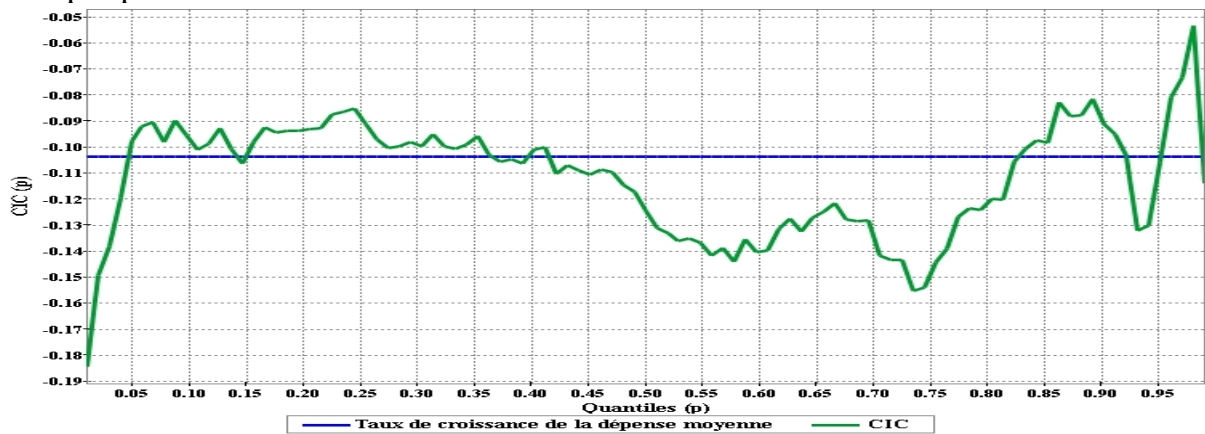
Encore est-il important de signaler que l'interaction entre la croissance et l'inégalité ne s'est jamais traduite par un recul du niveau de vie ou par la recrudescence de la pauvreté. Cette particularité est un point fort du processus du développement qu'a connu le Maroc depuis les années 80.

Par rapport à la croissance négative en termes réels entre 1991 et 2001, elle a fortement contribué à la recrudescence de la pauvreté mais sans que les dépenses des pauvres ne dégringolent de façon disproportionnée. Les classes de dépenses qui ont le plus subi l'impact de cette croissance négative sont le deuxième décile en milieu urbain, le premier décile en milieu rural et les plus pauvres parmi les pauvres (quantile inférieur pratiquement à 7%) au niveau national.

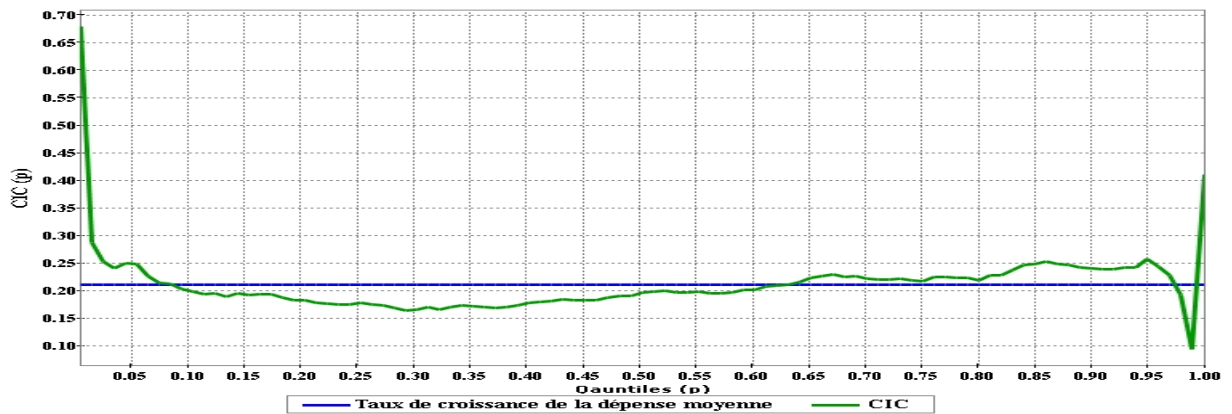
Graphique 15 : Courbe d'incidence de la croissance au niveau national entre 1985 et 1991



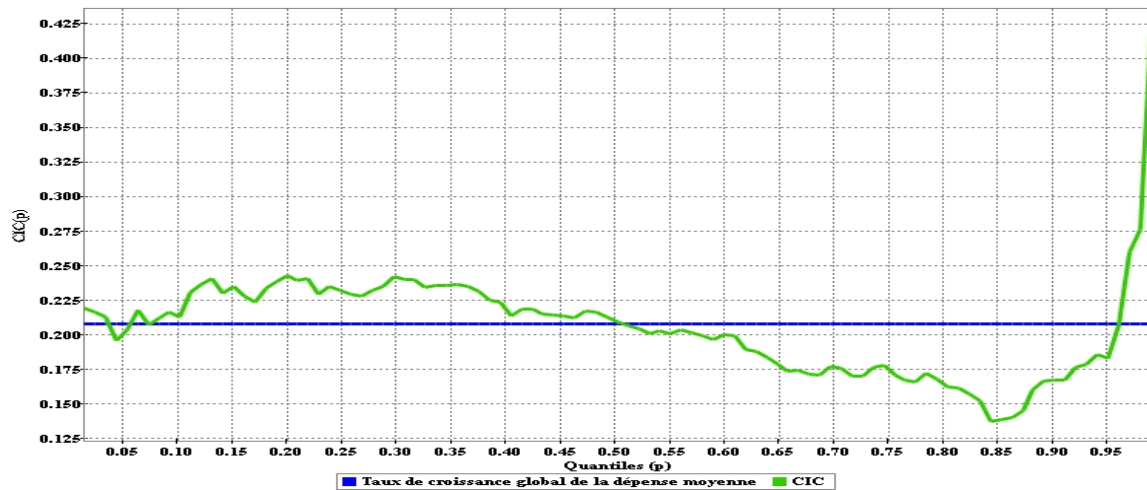
Graphique 16 : Courbe d'incidence de la croissance au niveau national entre 1991 et 2001



Graphique 17 : Courbe d'incidence de la croissance au niveau national entre 1985 et 2001



Graphique 18 : Courbe d'incidence de la croissance au niveau national entre 2001 et 2007



Conclusion

Le processus de baisse de la pauvreté des ménages s'est irréfutablement confirmé au fil du temps. Cependant, cette baisse tendancielle n'est pas monotone et se fait à des rythmes différenciés selon le milieu de résidence. La pauvreté monétaire, dans toutes ses formes, reste à un niveau élevé dans le milieu rural, et contribue de près de 70% à la pauvreté à l'échelle nationale. Telle contribution révèle la dimension rurale de la pauvreté au Maroc, et montre que toute intervention ciblant la population pauvre devrait prioritairement être orientée vers le milieu rural.

Toute croissance économique entraînerait une réduction de la pauvreté dans toutes ses formes et quel que soit le milieu de résidence, de façon plus que proportionnelle, pourvu que cette croissance ne génère pas une hausse de l'inégalité. En 2007, une croissance économique de 1% donnerait lieu à une réduction de la pauvreté de 2,9% à l'échelle nationale. Une telle réduction est beaucoup plus importante en milieu urbain (3,6%) qu'en milieu rural (2,7%). Encore est-il que la réaction à la baisse de la pauvreté suite à l'effort de croissance devient de plus en plus prononcée au fil des années et à tous les niveaux (urbain, rural et national).

Au cours de la période 1985-2007, les simulations montrent que la baisse de la pauvreté suite à une réduction de l'inégalité serait plus que deux fois plus importante en milieu urbain qu'en milieu rural. Ce qui traduirait la plus grande sensibilité sociale des zones urbaines à l'égard du changement de l'inégalité. D'emblée, il s'avère que l'impact de la réduction de l'inégalité sur la baisse de la pauvreté est plus efficace que celui de la croissance. En 2007, une réduction de 1% de l'inégalité, donnerait lieu à une baisse de la pauvreté de 5,9%, alors que cette baisse ne serait que de 2,9% suite à une croissance, neutre à l'inégalité, de 1%. Par milieu de résidence, ces proportions sont respectivement de 9,5% versus 3,6% en milieu urbain et de 3,2% versus 2,7% en milieu rural.

Dans le milieu urbain, la pauvreté se réduit grâce à la baisse des inégalités dans un contexte de croissance économique aussi bien élevée que faible. Dans le premier cas, l'impact de l'inégalité s'ajoute à celui de la croissance, et, dans le second cas, il le contrebalance. Réduire la pauvreté urbaine, même dans une période de récession économique, revient, dans ces conditions, à assurer une meilleure redistribution des richesses.

Dans le milieu rural, la réduction de la pauvreté échoit essentiellement à l'effet de la croissance. Mais l'atténuation de la profondeur et de la sévérité de la pauvreté des ruraux est tributaire, à la fois, de la croissance et de l'inégalité. Autrement dit, ce sont les plus pauvres parmi les ruraux pauvres qui pâtissent le plus de la hausse des inégalités dans le milieu rural. D'où l'importance du ciblage géographique de la pauvreté, conjugué aux mesures de contrôle, de prévention et de correction de l'impact des facteurs de risque, en vue de stabiliser l'inégalité des niveaux de revenu et de vie, aussi bien dans le milieu rural que dans le milieu urbain.

Par rapport aux perspectives de réduction de la pauvreté, les simulations montrent que toute croissance du niveau moyen du revenu n'entraîne pas nécessairement une réduction de la pauvreté. Pour s'assurer qu'une croissance économique ait des effets bénéfiques sur la réduction de la pauvreté, il est inéluctable de stabiliser l'inégalité. Dans une telle condition, tout effort de croissance permettrait de réduire les différentes formes de pauvreté à des taux importants. En revanche, si la croissance économique induit une croissance conjointe de l'inégalité, il est possible d'assister à une aggravation de la pauvreté dans toutes ses formes. Pour avoir un effet favorable sur la réduction de la pauvreté, la croissance des dépenses per capita doit avoir un taux supérieur à celui de l'inégalité au moins de trois fois.

En effet, l'analyse rétrospective des liens entre pauvreté, croissance et inégalité a montré que lorsque les inégalités se creusent, la croissance a moins d'impact sur le recul de la pauvreté. Ce qui ne permettrait pas d'avoir une croissance pro-pauvres. Il est donc indispensable que la réduction de l'inégalité soit un aspect particulièrement important de toute stratégie de lutte contre la pauvreté.

Il découle de la section 2.1 du chapitre I qu'en dépit des fluctuations conjoncturelles, le taux de pauvreté a été réduit de plus de moitié (2,4 fois) entre 1985 et 2007. De 2001 à 2007, cette réduction s'est effectuée à un taux annuel moyen de 8,7%, jamais observé depuis l'Indépendance du pays. La poursuite de la réduction de la pauvreté à cette cadence conduirait à la réalisation, d'ici à l'horizon des OMD (2015), d'un taux de pauvreté socialement tolérable (moins de 5%).

D'où la nécessité d'analyser la façon de pérenniser, voire d'activer, ce recul de la pauvreté, en repérant les facteurs à la base de cette dynamique, notamment ceux dont le rendement en termes de niveau de vie⁷ est relativement grand. Il s'agit d'examiner les aptitudes dont la diffusion parmi la population permet d'activer la baisse de la pauvreté, en se basant sur la méthode du ratio de bien-être, appliquée aux échantillons 'en coupe transversale' des enquêtes sur la consommation et les dépenses des ménages de 1985 et 2001 et le niveau de vie 2007.

La première section est consacrée à une évaluation rétrospective de la pauvreté et du ratio de bien-être. La seconde présente une méthode d'analyse des déterminants micro-économiques de la dynamique de la pauvreté, à travers la formulation et l'estimation d'équations de régression du ratio de bien-être. A la troisième section, les déterminants retenus sont commentés en termes d'impact sur la dynamique des niveaux de vie et des chances de sortie de la pauvreté. Les principaux enseignements sont synthétisés à la conclusion.

1. Ratio de bien-être et taux de pauvreté: tendances comparées

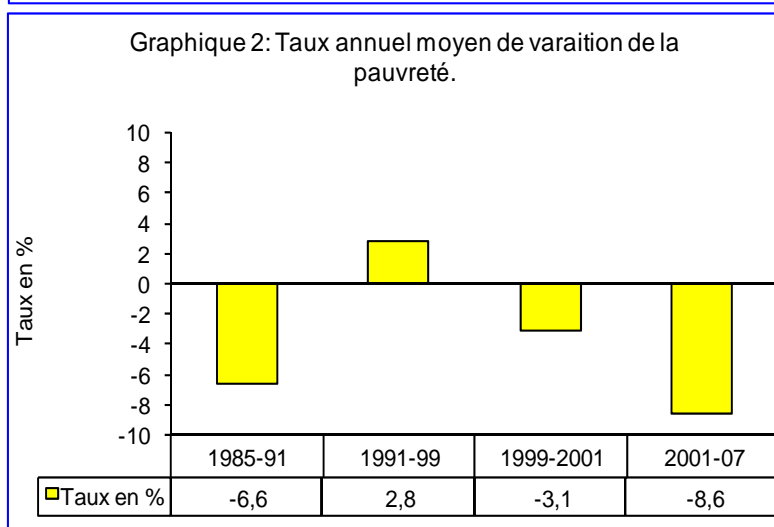
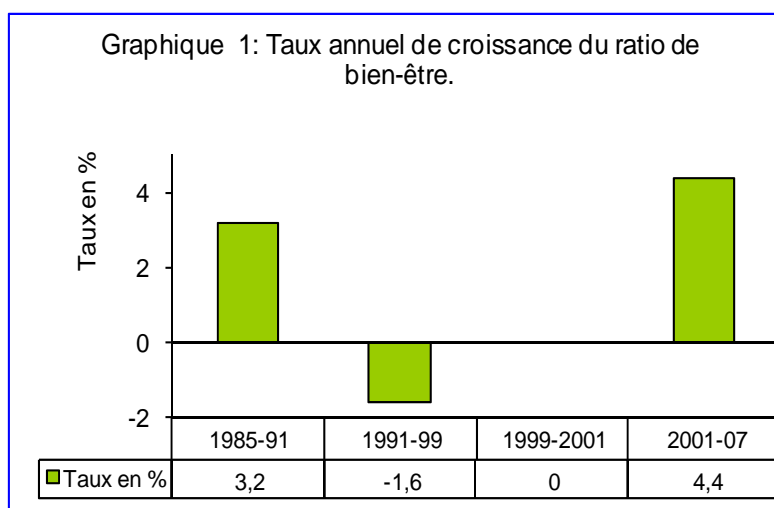
L'appréhension des déterminants de l'évolution de la pauvreté se fonde, dans ce chapitre, sur une décomposition des écarts des ratios de bien-être observés en 1985, 2001 et 2007, à l'échelle nationale, urbaine et rurale. Pour un ménage donné et une année donnée, ce ratio est pris égal à la dépense annuelle moyenne par personne, rapportée au seuil de pauvreté⁸.

⁷ Le niveau de vie dit aussi le bien-être économique correspond ici à la dépense annuelle moyenne par personne. On parlera indifféremment des concepts 'niveau de vie', 'bien-être' et 'consommation par habitant'.

⁸ Conformément aux normes internationales, le HCP mesure la pauvreté à l'aide d'un seuil de pauvreté alimentaire, majorée d'une dotation des consommations non-alimentaires. En 2007, les seuils urbain (3834 DH par personne et par an) et rural (3569 par personne et par an) de la pauvreté ont été de l'ordre de 2,15 \$ US PPA par jour et par personnes (1 \$ US PPA = 4.88 DH). La correction des dépenses de consommation par les seuils de pauvreté permet de reconstituer un indicateur des niveaux de vie comparable dans le temps, entre 1985 et 2007.

Le ratio de bien-être, variable expliquée des équations du niveau de vie, présentées à la section suivante, a enregistré une croissance de 1,54% par an entre 1985 et 2007. Cette croissance a donné lieu à une réduction de la pauvreté de 3,85% par an durant la période. C'est dire qu'en moyenne un point de croissance du ratio de bien-être conduisait à une baisse supérieure, de 2,49 fois, du taux de pauvreté.

En effet, de 1985 à 2007, la tendance de la pauvreté ne s'écarte pas de celle du ratio de bien-être (Graphiques 1 et 2 ci-après). Les baisses les plus fortes de la pauvreté ont été enregistrées au cours des périodes 1985-91 (-6,6%) et 2001-07 (-8,6%). Ces périodes ont enregistré les plus grandes hausses du ratio de bien-être (resp. 3,2% et 4,4% par an). Inversement, entre 1991 et 1999, la pauvreté a augmenté à raison de 2,8% par an, suite à une baisse du ratio de bien-être de 1,6% par an.



De son côté, l'inégalité de la répartition sociale des niveaux de vie, mesurée par l'indice de Gini, a, présenté une tendance comparable à celles du ratio de bien-être et du taux de pauvreté (tableau 1 ci-après). Plus précisément, les gains en équité sociale, enregistrés à la fin des années 1980, ont été contrebalancés par la tendance à la hausse des inégalités au cours des années 1990; la période 2001-07 ayant connu une stabilité de telles inégalités. C'est ce qui fait que l'indice de Gini

n'ait statistiquement⁹ pas changé, ni entre 1985 et 2001, ni entre 2001 et 2007.

Nous en retenons que les périodes analysées, 1985-2001 et 2001-2007, correspondent à un contexte socio-économique marqué par une corrélation manifeste entre les tendances enregistrées par la pauvreté, l'inégalité et le ratio de bien-être (tableau 1).

Ceci étant, la mesure des déterminants de la pauvreté et de sa dynamique, abordée ci-après, consiste à comprendre l'origine d'une baisse total du taux de pauvreté, relativement modeste (27,5%) dans une première phase, entre 1985 et 2001, et sensible (41,8%) dans la seconde, entre 2001 et 2007. Les facteurs qui ont contribué au recul de la pauvreté dans de tels contextes sont certainement ceux sur lesquels il faut compter aujourd'hui pour activer la baisse de la pauvreté.

Tableau 1 : Evolution des indicateurs de pauvreté, d'inégalité et de bien-être, 1985-2004

Indicateurs	1985	1991	1994	1999	2001	2004	2007
Taux de vulnérabilité en % (*)	24,1	22,0	22,8	23,8	22,7	17,3	17,5
Taux de pauvreté en %	21,1	13,1	16,5	16,3	15,3	14,2	8,9
Indice de sévérité de la pauvreté	0,022	0,008	0,043	0,016	0,012	0,017	0,063
Part (%) des 10% supérieur dans le total des dépenses (**)	31,8	30,8	-	31,0	32,1	-	33,1
Part (%) des 10% inférieur (**)	2,6	2,8	-	2,6	2,6	-	2,6
Indice de Gini	0,397	0,392	-	0,395	0,406	-	0,410
Ratio de bien-être	2,142	2,594(***)	-	2,284	2,492	-	3,0

Sources : Haut Commissariat au Plan, Enquêtes sur la consommation de 1984/85 et 2000/01, sur le niveau de vie 1990/91 et 1998/99 et Cartes de la pauvreté de 1994 et 2004. Notes : (*) Le taux de vulnérabilité correspond ici à la proportion de la population qui n'est pas pauvre, mais qui court un grand risque de pauvreté; c'est l'ensemble des individus dont le ratio de bien-être est dans un rapport de 1 à 1,5 fois le seuil de pauvreté. (**) Il s'agit de la part (en %), dans la masse globale des dépenses de consommation, des 10% les plus aisés (10% supérieur) et des 10% les plus pauvres (10% inférieur). (***) Donnée considérée surestimée en comparaison avec les données de la Comptabilité nationale, par l'étude 'Analyse du profil et de la dynamique de la pauvreté : un fondement de l'atténuation des dénuements' (HCP, 2000).

2. Mesure des déterminants de la dynamique de la pauvreté

⁹ L'hypothèse nulle de l'égalité des indices de Gini pour 1985 et 2001a été testée sur la base de la norme statistique normale asymptotique $T = (G_{2001} - G_{1985}) / \sqrt{se(G_{2001})^2 + se(G_{1985})^2}$ 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%. Concernant la période 2001-2007, T calculé s'est établi à une valeur absolue (1,38) inférieure à 1,96, montrant que la différence entre les indices de Gini relatifs à 2001 et 2007 n'est pas statistiquement significative au seuil de 5%.

En l'absence de données de panel sur les niveaux de vie, les données disponibles, statistiquement fiables, qui permettent d'approcher les déterminants micro-économiques de la dynamique de la pauvreté au cours d'une période suffisamment longue sont celles des enquêtes sur la consommation et les dépenses des ménages, réalisées en 1984/85 puis en 2000/01 et 2006/07, et celles relatives aux seuils comparables de la pauvreté, fondées sur les données de ces enquêtes.

L'appréhension des déterminants de l'évolution de la consommation par habitant ou de la pauvreté est basée, dans ce qui suit, sur une décomposition des écarts des ratios de bien-être entre 1985 et 2001 et 2001 et 2007, à l'échelle nationale, urbaine et rurale. Cette décomposition est fondée sur l'estimation des équations du ratio de bien-être pour chaque année et niveau d'agrégation géographique, en considérant l'ensemble des données disponibles sur la relation entre les ratios de bien-être, voire le risque de pauvreté, et leurs déterminants¹⁰ (cf. annexe 3).

Cette méthode permet de comparer les déterminants du ratio de bien-être observé en 1985, 2001 et 2007, et d'évaluer l'évolution de leur rendement en termes de réduction de la pauvreté. Les équations ajustées considèrent l'impact, sur le ratio de bien-être et, de ce fait, sur la pauvreté, de la composition démographique des ménages, du capital humain accumulé, de l'emploi des ressources humaines, de la diffusion de l'infrastructure physique locale approchée par l'urbanisation dans le modèle national, et, enfin, des opportunités offertes par l'environnement socio-économique assimilé à la région.

Abstraction faite de la variable 'résidence en milieu urbain', qui n'a d'ailleurs de sens qu'au niveau du modèle national, les autres variables indépendantes sont identiques pour l'urbain et le rural, aussi bien en 1985 qu'en 2001 et en 2007. La spécification de la même structure des équations de régression est dictée par la nécessité de procéder à des comparaisons, dans le temps et dans l'espace, des rendements des variables explicatives. Les variables exprimant l'accès à des services spécifiques comme l'eau potable, l'électricité, la route, le transport, l'assainissement et le logement n'ont pas été prises en compte, en raison de

¹⁰ La méthode du logarithme du ratio du bien-être est, jusqu'à présent, privilégiée par rapport aux fonctions Logit et Probit, du fait qu'elle permet d'estimer l'effet des caractéristiques des ménages sur les dépenses de consommation et aussi sur la pauvreté (Lachaud, 2000). Les fonctions Logit et Probit qui consistent à expliquer, dans ce cas, une variable à deux modalités (pauvre / non pauvre), induisent une perte d'information à cause du regroupement des ménages en deux catégories, selon la situation du niveau de vie par rapport au seuil de pauvreté.

l'indisponibilité de données sur ces variables en 1985. Leur effet est capté, au moins en partie, par la variable 'résidence en milieu urbain'.

3. Analyse des résultats

Les paramètres des modèles ajustés à l'échelle nationale, urbaine et rurale pour les années de référence 1985, 2001 et 2007 sont annexés à ce document (annexe 3). Ces modèles relatent, à la fois, rappelons-le, les déterminants du logarithme du ratio de bien-être et de la pauvreté. Ils captent les dimensions statique et dynamique des niveaux de vie et de la pauvreté. Compte tenu de la taille des échantillons des enquêtes/sources de données, la qualité des ajustements, mesurée par R^2 et F, est généralement plus satisfaisante à l'échelle nationale qu'à l'échelle urbaine ou rurale. L'écart des rendements dû à la constante, statistiquement significative dans les équations de niveau de vie, est relativement important. On peut penser que ce terme exprime la contribution des variables binaires liées au groupe de référence. Ceci étant, les résultats obtenus portent sur les déterminants et les sources de croissance des niveaux de vie (dont pauvreté), observés aux / et entre les années de références.

3.1. Déterminants des niveaux de vie

Au niveau national, le capital humain accumulé par l'ensemble des membres du ménage, l'urbanisation, l'emploi, la démographie et l'environnement socio-économique agissent sensiblement sur le bien-être. Jusqu'en 2007, le Maroc observait encore des indices particulièrement modestes en alphabétisation, survie scolaire jusqu'aux niveaux moyen et supérieur, emploi des ressources humaines et démographie¹¹, celle des couches pauvres en particulier. C'est dire que ces facteurs sont loin d'être saturés en termes d'amélioration des niveaux de vie, et que tout investissement dans leur développement constitue une option prometteuse en matière de sortie de la pauvreté. Le rendement comparé de ces facteurs est commenté dans ce qui suit.

~ **Démographie** : La taille du ménage, indice clé de la composition démographique, exerce un effet négatif croissant sur le bien-être. Cet effet est plus élevé, en valeur absolue, en 2007 qu'en 2001 ou encore en 1985. A titre d'illustration, pour un couple, l'arrivée du premier enfant s'accompagne, en moyenne, d'une réduction de la consommation par tête de l'ordre de 7,5% en

¹¹ Cf. annexe 3, la colonne 'Moyenne 2007' à la table 8 où une estimation empirique des moyennes des variables explicatives est présentée.

1985, de 9,0% en 2001 et de 17,5% en 2007, toutes choses égales par ailleurs. En 2001 comme en 2007, l'impact négatif, sur le ratio de bien-être, de la taille du ménage ne cesse qu'au-delà de près de 14 membres, ce qui est largement supérieur à la taille moyenne des ménages (5,2 membres en 2007). A cet impact spécifique de la taille, s'ajoute celui du nombre d'enfants de moins de 15 ans. En 2007, une augmentation, d'une unité, du nombre d'enfants détériorait, à elle seule, le niveau de vie par habitant de 3,1%; à moins que le coût de l'enfant ne soit couvert par des ressources budgétaires additionnelles.

De 1985 à 2007, le nombre moyen d'enfants (de moins de 15 ans) par ménage a connu une baisse totale de 42,3%, en raison notamment de la baisse de la fécondité. Cette baisse a été vraisemblablement activée par le réajustement des comportements des ménages dans les temps difficiles, ceux des années 1990, marqués par des sécheresses récurrentes en milieu rural, et une diffusion sensible du chômage urbain. L'allègement de l'indice de dépendance démographique, résultant de la baisse du poids des enfants dans la structure des ménages, a juste permis de contrebalancer, en partie, la régression du ratio de bien-être entre 1991 et 2001. Autrement dit, l'effet positif qu'aurait exercé cette phase de la transition démographique sur l'amélioration des chances de sortie de la pauvreté aurait été, vraisemblablement, absorbé par le sous emploi sous diverses formes.

Par ailleurs, l'augmentation de la proportion de ménages dont la responsabilité incombe à une femme, généralement contrainte au rôle de chef de ménage, n'a pas avantageé, non plus, la progression des niveaux de vie. L'effet du sexe du chef de ménage montre que, contrairement à ce que stipule l'analyse descriptive des données, les ménages dirigés par les femmes sont relativement défavorisés en termes de chances d'amélioration des niveaux de vie. Ce désavantage des ménages ayant une femme à leur tête s'est d'ailleurs creusé entre 2001 et 2007. Toutes choses égales par ailleurs, la consommation par tête des ménages dont le chef est une femme était inférieure à celle des ménages ayant un homme à leur tête, de 2,8% et 5,9%, respectivement. La hausse de cette perte relative entre 1985 et 2001 montre que le pays observe une lente tendance à la féminisation de la pauvreté. Les raisons en sont certainement liées au fait que les ménages dirigés par une femme disposent de moins d'avoirs productifs et de ressources humaines qualifiées, en comparaison avec le poids démographique des enfants à charge.

Capital humain : en 1985 comme en 2001 ou encore en 2007, la consommation par habitant est, toutes choses égales par ailleurs, positivement associée au

niveau scolaire du chef de ménage et à la proportion des alphabétisés parmi les membres (du ménage) en âge d'activité économique. Comparée à celle réalisée en 2007 par les ménages dont le chef a le niveau scolaire du collège (groupe de référence), la consommation par habitant est inférieure de 11,1% (16,7% en 2001) parmi les ménages ayant à leur tête un membre qui n'a jamais été à l'école, et de 5,4% (15,4% en 2001) parmi ceux dirigés par une personne dont le primaire est le plus haut niveau scolaire. Pour les ménages dont le chef a le niveau des études secondaires ou supérieures, la consommation par habitant est, en revanche, supérieure à celle du groupe de référence de 23,4% (11,2% en 2001) et de 71,1% (49,9% en 2001), respectivement.

Les rémunérations, en termes de niveau de vie, de la scolarisation aux niveaux moyen et supérieur se sont ainsi améliorées entre 2001 et 2007. Elles ont enregistré une augmentation totale de 108,9% pour le niveau des études secondaires et 42,9% pour celui des études supérieures; ce qui a permis de contrebalancer la réduction, entre 1985 et 2001, du rendement du capital humain en termes de niveau de vie, estimée à 71,6% pour le niveau de l'enseignement secondaire et à 6,3% pour celui de l'enseignement supérieur.

L'effet, sur le bien-être, de la proportion des alphabétisés parmi les '15 ans et plus' est, de son côté, positif et relativement élevé aussi bien en 1985 qu'en 2001 ou en 2007. Une augmentation, d'une unité, du nombre de membres alphabétisés engendrait, à l'échelle nationale, une hausse du niveau de vie de 10,6% en 1985, de 6,7% en 2001 et de 8,7% en 2007.

Le niveau auquel s'établissent les rendements de l'éducation (scolarisation et alphabétisation) montre que cette dernière ne permet pas à elle seule de lutter contre la pauvreté. Faut-il encore que l'éducation conduise à la qualification professionnelle des individus pauvres et à leur insertion professionnelle.

~ **Emploi** : dans le domaine de l'occupation économique des ressources humaines actives, la comparaison des rendements des déterminants du ratio de bien-être montre qu'une triple évolution s'est produite entre 1985 et 2007. Il s'agit de la fragilisation accrue de la capacité financière des ménages à absorber les chocs familiaux liés à (i) l'inactivité d'un membre du ménage suite à une infirmité ou à une maladie chronique, au (ii) chômage d'un ou de plusieurs membres du ménage et aussi à (iii) l'impact de l'analphabétisme sur le rendement en terme de niveau de vie des membres pourvus d'un travail.

D'une part, la baisse du niveau de vie découlant du passage, de l'activité économique à l'inactivité, d'un membre du ménage, variable représentée par la présence des 'infirmes et malades chroniques' parmi les membres du ménage, s'est aggravée au cours de 1985-2007. L'effet négatif de cette variable sur la consommation par habitant a pratiquement triplé durant la période. A l'échelle nationale, l'augmentation, d'une unité, des membres inactifs pour de telles raisons réduisait la consommation par habitant de 1,9% en 1985 contre 5,2% en 2007.

D'autre part, l'incidence du chômage parmi les '15 – 59 ans' exerce un effet négatif, significatif et relativement grand, en valeur absolue, sur la consommation par habitant. Un chômeur supplémentaire parmi les membres d'un ménage donné réduit son niveau de vie à un taux relativement élevé aussi bien en 2001 (7,8%) qu'en 2007 (8,1%).

Enfin, la contribution de l'occupation économique des membres actifs illettrés au niveau de vie est, de plus en plus faible voire marginale en 2007. En 1985, le nombre d'actifs occupés de ce profil améliorerait la consommation par habitant de 4,1% chaque fois qu'il augmentait d'une unité. En 2007, l'arrivée, dans le ménage, d'un actif occupé sans niveau scolaire n'améliorait la consommation que de 1,5%. Déjà, en 1985 l'impact négatif des actifs jamais scolarisés était perceptible dans les villes où il a été de 1,6% et s'est élevé, par la suite, à 6,0% en 2001 et à 4,3% en 2007.

En milieu rural, l'augmentation, d'une unité, du nombre d'actifs occupés illettrés améliorerait le niveau de vie de 4,3% en 1985, le réduisait de 0,1% en 2001 et ne l'augmentait que de 0,1% en 2007. Il s'agit là des germes réels de la pauvreté laborieuse, caractéristique propre aux personnes qui travaillent et qui relèvent des ménages dont le revenu se situe sous le seuil de pauvreté. Et c'est là l'une des limites fondamentales des théories soutenant que la progression de la croissance économique garantirait, par le biais de l'effet –diffusion sur l'emploi, la réalisation d'autres objectifs, notamment la réduction des inégalités et de la pauvreté. En tout état de cause, les tendances constatées montrent que la sortie de la pauvreté n'est plus tributaire du seul facteur 'emploi de la main d'œuvre'. Faut-il encore que la main d'œuvre soit suffisamment qualifiée et formée.

~ **Environnement socio-économique:** de 1985 à 2001, l'environnement socio-économique représenté par la région a été caractérisé par un glissement relatif de l'effet, sur le niveau de vie, de la résidence à Rabat-Salé-Zemmour-

Zaër au profit du Grand Casablanca. Cette période a aussi vu les disparités régionales se creuser. Toutes choses égales par ailleurs, la région 'Rabat-Salé-Zemmour-Zaër' a été en 1985 le seul espace où les gains relatifs en niveau de vie étaient supérieurs de 4,8% par rapport au Grand Casablanca. En 2001, toutes les régions, y compris Rabat-Salé-Zemmour-Zaër, observent une perte relative en consommation par habitant par rapport au Grand Casablanca. Cette perte se situe, en 2001, entre 9,2% à la région de Taza-Al Hoceima-Taounate et 37,5% à Meknès-Tafilalet. Elle a plus que doublé, entre 1985 et 2001, dans la quasi totalité des régions. Cette tendance des écarts régionaux à la hausse affecte aussi bien les segments urbains que les segments ruraux des régions. Elle est l'expression manifeste de la rigidité de la pauvreté à la baisse, entre 1985 et 2001, dans les régions les moins développées.

Inversement, entre 2001 et 2007, ces écarts ont été sensiblement rétrécis. Cette période a, en outre, connu l'émergence des régions du sud et de Tanger-Tétouan comme de nouveaux espaces où les chances de sortie de la pauvreté surpassent, pour la première fois, celles observées au Grand Casablanca. Tels changements montrent que la pauvreté régresse, le plus, dans les régions économiquement et socialement émergentes.

3.2. Source de la croissance des niveaux de vie et de la baisse de la pauvreté

La décomposition des écarts de bien-être en dotation-caractéristiques et fonction – rendement est utilisée ici dans le sens de repérer les secteurs dans lesquels l'investissement améliore sensiblement le niveau de vie et, son corollaire, la sortie de la pauvreté (tables 2, 4, 6, 8, 9 et 10 en annexe 3). Nous notons tout d'abord que les écarts de niveau de vie entre 1985 et 2001, et aussi entre 2001 et 2007, sont essentiellement (93,4% et 64,9% respectivement) le fait du changement des caractéristiques des ménages (colonne dotation-caractéristiques). Les écarts dus au rendement de ces caractéristiques sont relativement faibles (6,6% et 35,1% respectivement), pour des raisons liées, entre autres, à la longueur des périodes analysées.

Ceci étant, l'évaluation des caractéristiques des ménages selon la contribution à l'amélioration des niveaux de vie montre qu'à l'échelle nationale, l'investissement dans le capital humain suivi de l'allègement des disparités régionales et de la réduction du chômage des diplômés ont été les facteurs fondamentaux de l'amélioration des niveaux de vie et des chances de sortie de

la pauvreté entre 2001 et 2007. Autrement dit, comme on devrait s'en douter, réduire la pauvreté revient à éduquer-former les individus et à mettre en place le contexte favorable à la rentabilisation de leurs cursus. Les résultats détaillés sont commentés dans ce qui suit.

~ **Démographie** : représentée par le sexe du chef de ménage, la taille du ménage et le pourcentage des 'moins de 15 ans' et des '70 ans et plus', la démographie affiche une contribution négative à l'écart brut des niveaux de vie entre 1985 et 2001 (-0,1899) ayant été sensiblement allégée (-0.0892) entre 2001 et 2007. Cet impact est totalement attribué au rendement négatif du nombre de membres du ménage. Entre 2001 et 2007, la variation du différentiel logarithmique imputable à la taille du ménage a plus que contrebalancé la contribution positive des autres variables démographiques. Durant cette période, les variables démographiques ayant agité positivement sur le niveau de vie, sont notamment le poids des enfants dans la composition des ménages (en termes de dotation et de rendement) et la présence des '70 ans et plus' parmi les membres du ménage (en terme de rendement uniquement). Ces deux dimensions de la transition démographique sont appelées à se développer au Maroc. Elles constituent un atout fondamental en matière de réduction de la pauvreté dans les années à venir, dans la mesure où elles accusent un retard considérable parmi les populations les plus exposées à la pauvreté. Le contrôle des naissances et l'allongement de la survie sont, en fait, beaucoup plus avancés parmi les couches sociales aisées et moyennes, en comparaison avec celles modestes¹².

~ **Capital humain** : L'apport à l'amélioration des niveaux de vie, le plus important, est celui de l'instruction représentée par le niveau scolaire du chef de ménage et le pourcentage des alphabétisés parmi les membres en âge d'activité économique. De 2001 à 2007, la contribution positive la plus manifeste au différentiel logarithmique du niveau de vie, exclusivement attribuée à l'instruction, est celle de la baisse de l'incidence des ménages dirigés par une personne qui n'a jamais été scolarisée, suivie de l'amélioration du nombre moyen d'adultes alphabétisés et de la proportion des chefs de ménages ayant les niveaux scolaires primaires, moyens et supérieurs.

~ **Emploi** : Son impact est approché, dans les équations de régression, par l'effet du chômage des personnes en âge d'activité, du pourcentage d'inactifs à

¹² Cf. HCP (2009) : Classes moyennes marocaines : caractéristiques, évolution et facteurs d'élargissement, in www.hcp.ma.

cause d'une infirmité ou d'une maladie chronique, et de l'effectif des membres actifs occupés différencié selon le niveau scolaire. Sa contribution positive à l'amélioration des niveaux de vie entre 2001 et 2007 est essentiellement due à l'augmentation du nombre moyen d'actifs occupés de niveaux d'études supérieures et à la baisse conjuguée du chômage, de l'inactivité en raison d'infirmité ou de maladie chronique et du nombre moyen d'actifs occupés illetrés.

~ **Environnement socio-économique** : Entre 2001 et 2007, l'urbanisation n'a contribué à la progression du différentiel des logarithmes des ratios de bien-être qu'en termes de dotation. La région de résidence s'identifie, par contre, à la caractéristique géographique la plus associée à la hausse du différentiel des niveaux de vie durant la période en termes de dotation et de rendement. Sa contribution (+0,1878) à la hausse de ce différentiel est équivalente à celle du capital humain. Elle est le fait de la quasi-totalité des régions, mais dans des proportions différentes. Ce qui montre que l'intensité des chances de sortie de la pauvreté se modifie non seulement dans le temps mais aussi dans l'espace. Cet élargissement des pôles pro-pauvres ne doit en aucun déguiser le fait que les chances de sortie de la pauvreté demeurent sensiblement réduites au Gharb-Chrarda-Beni Hssen (de 20,9% en 2007), à Meknès-Tafilalt (21,8%) et à Doukkala-Abda (18,2%), en comparaison avec le Grand Casablanca.

Conclusion

La présente partie examine les déterminants de la dynamique des niveaux de vie et de la pauvreté à travers celle du ratio de bien-être au cours de deux périodes 1985-2001 et 2001 -2007. Estimées à l'échelle nationale, urbaine et rurale pour chacune de ces périodes, les équations du ratio de bien-être des ménages convergent vers la conclusion que le capital humain, représenté par l'éducation (scolarisation et alphabétisation), les comportements démographiques et le développement de l'environnement socio-économique des ménages, jouent un rôle fondamental dans la détermination du niveau de vie et la protection vis-à-vis de la pauvreté.

C'est dire que la croissance et l'inégalité n'expliquent pas à elles seules la dynamique de la pauvreté. Faut-il encore que les populations aient, partout, les aptitudes d'une insertion efficace dans le processus de développement, de croissance et d'équité. Jusqu'en 2007, le Maroc observait encore des indices particulièrement modestes en alphabétisation, survie scolaire jusqu'aux niveaux

moyen et supérieur, emploi des ressources humaines qualifiées et démographie, celle des ruraux et des couches pauvres en particulier. Tous ces facteurs sont loin du seuil de saturation. Ils affichent, à long terme, une tendance positivement associée à la hausse des chances de sortie de la pauvreté.

Sur le plan démographique, la taille du ménage, indice clé de la composition démographique, exerce un effet négatif croissant sur le bien-être. Cet effet est plus élevé, en valeur absolue, en 2007 qu'en 2001 ou encore en 1985. Pour un couple, l'arrivée du premier enfant s'accompagne, en moyenne, d'une réduction de la consommation par tête de l'ordre de 7,5% en 1985, de 9,0% en 2001 et de 17,5% en 2007, toutes choses égales par ailleurs.

De son côté, le rendement, en termes de niveau de vie, de l'éducation-formation aux niveaux, moyen et supérieur, a été sensiblement amélioré entre 2001 et 2007, contre une baisse significative entre 1985 et 2001. Celui des études supérieur a augmenté de 42,9%, entre 2001 et 2007, après avoir diminué de 6,3% entre 1985 et 2001. La même tendance a été enregistrée par l'effet, sur le bien-être, de la proportion des alphabétisés parmi les '15 ans et plus'. L'augmentation, d'une unité, du nombre de membres alphabétisés d'un ménage moyen produisait une hausse du niveau de vie de 10,6% en 1985, de 6,7% en 2001 et de 8,7% en 2007.

Le niveau auquel s'établissent les rendements de l'éducation montre que cette dernière ne permet pas à elle seule de lutter contre la pauvreté. Faut-il encore qu'elle s'étende aux cursus supérieurs et qu'elle conduise à l'insertion professionnelle. En 2007, l'augmentation, d'une unité, du nombre de membres actifs occupés de niveau d'études supérieures conduisait à une hausse des chances de sortie de la pauvreté, supérieure de 26,1% à celle qui résultait de l'occupation économique d'un actif occupé de niveau collégial.

Concernant les germes des formes futures de la pauvreté, le contrôle des conditions de vie, par le biais d'enquêtes socio-économiques, de courte périodicité, permet de détecter, à temps, les changements dans la dynamique, sociale et géographique, de la pauvreté. Ceux qui devraient façonner la lutte contre la pauvreté dans les années à venir portent, comme le montrent les résultats de cette partie, sur la cartographie géographique et sociale de la pauvreté.

Sur le plan géographique, la période 1985-2001, a été caractérisée par un glissement relatif de l'effet, sur les sorties de la pauvreté, de la résidence à Rabat-Salé-Zemmour-Zaër au profit du Grand Casablanca. Par la suite, la période 2001-2007 a connu l'émergence des régions du sud et de Tanger-Tétouan comme de nouveaux espaces où les chances de sortie de la pauvreté surpassent, pour la première fois, celles observées au Grand Casablanca. Cet élargissement des pôles pro-pauvres ne doit en aucun déguiser que les chances de sortie de la pauvreté demeurent sensiblement réduites au Gharb-Chrarda-Beni Hssen (de 20,9% en 2007), à Meknès-Tafilalt (21,8%) et à Doukkala-Abda (18,2%), en comparaison avec le Grand Casablanca. Programmées par le HCP en 2009, la mise à jour de la carte de la pauvreté permettra de mieux appréhender la dynamique géographique de la pauvreté.

Sur le plan social, l'on note une sensibilité, de plus en plus grande, des niveaux de vie à l'inactivité et au chômage. La comparaison des rendements des déterminants du ratio de bien-être montre qu'une double évolution s'est produite entre 1985 et 2007. Il s'agit de la fragilisation accrue de la capacité financière des ménages à absorber les chocs familiaux liés à (i) l'inactivité d'un membre du ménage suite à une infirmité ou à une maladie chronique, et au (ii) chômage d'un ou de plusieurs membres du ménage.

Pour un ménage donné, l'augmentation, d'une unité, du nombre de membres inactifs réduisait la consommation par habitant de 1,9% en 1985 contre 5,2% en 2007. D'autre part, l'incidence du chômage parmi les '15 – 59 ans' exerce un effet négatif, significatif et relativement grand, en valeur absolue, sur la consommation par habitant. Pour un ménage moyen, un chômeur supplémentaire parmi ses membres produisait une baisse de sa consommation, plus élevée en 2007 (8,1%) qu'en 2001 (7,8%).

Enfin, la présente partie a révélé des germes réels de la pauvreté parmi les ménages dirigés par les femmes et les actifs occupés illettrés. Contrairement à ce que stipule l'analyse descriptive des données, les ménages ayant une femme à leur tête sont relativement désavantagés en termes de chances d'amélioration des niveaux de vie. Ce désavantage s'est creusé entre 2001 (-2,8%) et 2007 (-5,9%), ce qui montre que le pays observe une féminisation, lente mais continue, de la pauvreté.

Par ailleurs, la contribution, au niveau de vie, de l'occupation économique des actifs illettrés, est, de plus en plus faible, voire marginale en 2007. En 1985, le

nombre d'actifs occupés de ce profil améliorerait la consommation du ménage de 4,1% chaque fois qu'il augmentait d'une unité. En 2007, l'arrivée, dans le ménage, d'un actif occupé illettré n'améliorait sa consommation que de 1,5%. Il s'agit là des germes réels de la pauvreté laborieuse, caractéristique propre aux actifs occupés qui relèvent de ménages dont le revenu se situe sous le seuil de pauvreté.

Et c'est là l'une des limites fondamentales des théories soutenant que la progression de la croissance économique garantirait, par le biais de l'effet – diffusion sur l'emploi, la réalisation d'autres objectifs, notamment la réduction des inégalités et de la pauvreté. En tout état de cause, les tendances constatées montrent que la sortie de la pauvreté n'est plus tributaire du seul facteur 'emploi de la main d'œuvre'. Faut-il encore que la main d'œuvre soit suffisamment qualifiée et formée.

Chapitre III : analyse dynamique de la pauvreté monétaire à l'échelle locale, approche de panel

1. Objet

La juxtaposition des résultats des cartes de pauvreté de 1994 et de 2004, fait ressortir, des gagnants et des perdants en termes d'évolution de la pauvreté à l'échelle communale. Et ce, contrairement à l'approche ménage, fondée sur des données en coupe transversale, qui montre une tendance générale et irréfutable à la baisse de la pauvreté dans toutes ses formes.

Tableau 7 : répartition des communes selon la variation de l'incidence de la pauvreté et le milieu de résidence

Milieu de résidence	Changements dans la pauvreté par commune			
	Baisse	Stagnation	Hausse	Total
Urbain	87	77	63	227
% ligne	38	34	28	100
% total	6	5	4	15
Rural	515	177	572	1264
% ligne	41	14	45	100
% total	35	12	38	85
Total	602	254	635	1491
% ligne	40	17	43	100

Source : HCP, cartes de pauvreté de 1994 et 2004

En effet, la répartition des communes selon le changement observé dans la pauvreté entre 1994 et 2004, montre que 40% des communes ont connu une baisse de la pauvreté. Cette baisse a concerné 38% des communes urbaines, et 41% des communes rurales. Celles qui n'ont pas tiré profit de la baisse générale de la pauvreté représentent 43% des communes, soit 28% en milieu urbain et 45% en milieu rural. Le reste, soit 17% des communes, n'a pas connu un changement important dans la pauvreté monétaire aussi bien en termes de baisse que de hausse. Par milieu de résidence, cette proportion demeure plus importante en milieu urbain (34%) qu'en milieu rural (14%).

Cette différenciation dans l'évolution de la pauvreté des communes invoque des questions capitales, en l'occurrence : pourquoi certaines communes ont tiré profit du processus du recul de la pauvreté, alors que d'autres en ont pâti ? Comment les liens triangulaires entre pauvreté, croissance et inégalité se profilent-ils à l'échelle de la commune, et ce en intégrant la dimension temporelle comme facteur explicatif ? Comment ces liens et les impacts des caractéristiques locales s'interfèrent-ils ?

2. Méthodologie d'analyse : approche économétrique

Cette approche est basée sur un panel de 1 491 communes dont 1 264 en milieu rural et 227 en milieu urbain. Les indices de mesure et les variables explicatives portent sur une période intercensitaire 1994-2004. Dans un premier temps, la modélisation consiste à tester l'impact des déterminants du développement économique sur l'évolution de la pauvreté communale en se situant dans un cadre de liens triangulaires entre la croissance, l'inégalité et la pauvreté au niveau communal.

Les variables retenues sont les suivantes :

- ❖ Croissance communale : l'impact de cette variable sur l'évolution de la pauvreté est appréhendé moyennant l'élasticité entre la pauvreté et la dépense annuelle moyenne par personne et par commune, en termes réels. Il s'agirait donc de l'effet de croissance des dépenses réelles per capita de la commune sur l'évolution de la pauvreté locale.
- ❖ Equité : elle mesure l'aversion à l'inégalité et correspond à l'équivalent d'un revenu également réparti. Mesurée par la soustraction de un et de l'indice de Gini standard (1-G), l'équité dépendrait étroitement de l'évolution de l'indice de Gini, plus l'inégalité est importante, moins la répartition du revenu |dépense communale serait égalitaire.

Ensuite, pour approfondir l'analyse, l'impact de ces indices du développement sera testé sur la baisse de la pauvreté communale. L'objectif est de déceler la capacité de ces déterminants à agir sur le déclin de la pauvreté. En outre, ces modèles de base ont été élargis pour tenir compte de l'impact des changements dans le profil démographique et socio-économique de la commune sur l'évolution de la pauvreté locale. Toutes choses égales par ailleurs, l'introduction des caractéristiques démographiques et socio-économiques communales dans les modèles, permet de tester la robustesse des corrélations inférées, en contrôlant les caractéristiques spécifiques observées de chaque commune. Il s'agit notamment des variables suivantes :

- ❖ Caractéristiques démographiques de la commune : fécondité, âge moyen au premier mariage, part de la population âgée de 60 ans et plus ;
- ❖ Capital scolaire de la commune : niveau d'éducation de la population.
- ❖ Marché du travail local : insertion économique, secteurs d'activité économique, statut professionnel, catégorie professionnelle, etc. ;
- ❖ Interaction entre capital scolaire et insertion économique dans la commune/province ;
- ❖ Infrastructure domestique (électricité, eau, type d'habitat...) par commune.

3. Spécification des modèles économétriques

L'exploration des liens entre la dynamique de la pauvreté communale, la croissance, l'équité et différents facteurs explicatifs, démographiques et socio-économiques, a été fondée sur trois variantes d'un modèle économétrique de panel à effets fixes : (i) la première variante traite des liens triangulaires entre la croissance, l'inégalité et la pauvreté des communes ; (ii) la deuxième introduit des facteurs du contrôle relevant des sphères démographique, sociale et économique ; (iii) quant à la troisième variante, elle teste la validité des liens inférés sur la baisse de la pauvreté des communes, exclusivement.

Sur le plan empirique, ces trois variantes de la modélisation de la dynamique de la pauvreté ont été expérimentées à tous les niveaux, rural, urbain et national. Les corrélations établies ont cherché de comprendre l'impact de la croissance, de l'inégalité et des caractéristiques communales et leurs changements sur la dynamique de l'incidence de la pauvreté. Une telle mise au point a permis de cerner les liens pérennes qui permettent d'expliquer en partie les tenants et les aboutissants des changements intervenus dans la dynamique de la pauvreté communale.

Les données de panel, de par leurs dimensions transversale et temporelle, visent à une meilleure représentation de la dynamique des comportements des agents et à la prise en compte de leur hétérogénéité. Elles offrent la possibilité de prendre en compte, par l'intermédiaire d'effets spécifiques, certaines caractéristiques inobservables propres aux communes et/ou périodes. Chacune de ces deux dimensions peut être le lieu d'une hétérogénéité non observée. Une commune peut présenter une caractéristique particulière, par exemple, prépondérance de l'emploi indépendant, une année peut présenter une conjoncture particulière, etc.

Le modèle de panel à effets fixes¹³ constitue la façon la plus simple de prendre en compte cette hétérogénéité sous la forme d'un facteur constant propre à la commune ou/et au temps. Cependant, il est impératif de considérer l'hypothèse suivante : *l'impact des variables explicatives sur la pauvreté des communes est identique pour toutes les communes, et ce abstraction faite de la période considérée.*

$$P_{it} = C_0 + C_i + C_t + \sum_k b_{ik} X_{kit} + \varepsilon_{it}$$

Dans ce modèle, P_{it} désigne le taux de pauvreté de la commune i pendant l'année t , C_i désigne un terme, constant au cours du temps, ne dépendant que de la commune i , C_t un terme ne dépendant que de la période t , et ε_{it} un terme aléatoire croisé.

Cette spécification tient, donc, compte de l'effet spécifique de la commune qui représente l'ensemble des facteurs inobservables qui caractérisent chaque commune, et

¹³ Le choix entre un modèle à effets fixes et un modèle à effets variables se réfère au teste de Hausman. La présentation détaillée de ces modèles ainsi que l'expression de ce teste est consignée dans l'annexe 4

qui par définition ne sont pas pris en compte dans les variables explicatives. Ce qui permet ainsi de saisir l'hétérogénéité inobservable des communes. Cette approche se justifie essentiellement dans la mesure où chaque commune nous intéresse en tant que telle.

4. Analyse des résultats¹⁴

4.1. Croissance et inégalité : des liens étroits avec la réduction de la pauvreté communale

Les résultats de la modélisation montrent un lien étroit entre l'évolution de la pauvreté communale et le niveau de développement local. La croissance économique de la commune s'avère un fort déterminant de la réduction de la pauvreté.

En se limitant au modèle qui expérimente les relations triangulaires croissance-pauvreté-inégalité, il est important de relever que la valeur absolue de l'élasticité de la pauvreté communale par rapport à la croissance de la commune est supérieure à l'unité, et ce à tous les niveaux urbain, rural et à l'échelle nationale. Il ressort, donc, en contrôlant l'effet de l'inégalité, que toute augmentation de la croissance économique à l'échelle locale entraînerait une réduction de la pauvreté communale, de façon plus proportionnelle que la croissance.

A titre illustratif, une croissance locale de 1% se traduirait par une diminution du taux de pauvreté communale de 1,9%, à l'échelle nationale. Cette diminution est plus grande en milieu urbain (4%) qu'en milieu rural (1,7%). D'emblée, ces indices montrent que la croissance économique neutre à l'inégalité, est plus réductrice de la pauvreté communale en milieu urbain qu'en milieu rural. Autrement dit, il faudrait plus de croissance économique pour réduire la pauvreté communale en milieu rural qu'en milieu urbain.

La réduction de l'inégalité par commune, à même niveau de croissance, est également un facteur crucial dans la détermination de la baisse de la pauvreté communale. En effet, les élasticité inégalité-pauvreté par commune, en valeur absolue, sont supérieures à l'unité. Une augmentation (diminution) de l'équité (inégalité) de 1% se traduirait par une baisse de la pauvreté par commune de 1,6%, tous milieux confondus, de 1,5% dans les communes urbaines et de 1,6% dans les communes rurales.

En outre, il s'avère que la réduction de la pauvreté dans les communes urbaines dépend beaucoup plus de l'impact de la croissance que celui de l'équité. En revanche, dans les communes rurales, ces deux impacts s'avèrent à effet égal.

L'intégration des facteurs de contrôle se rapportant aux contextes démographique et socioéconomique des communes dans la modélisation de la dynamique de la pauvreté a permis de nuancer les résultats inférés ci-dessus. Procéder de cette façon a le mérite

¹⁴ Les résultats sont consignés dans l'annexe 5.

de tenir compte des synergies entre un ensemble élargi de facteurs susceptibles d'expliquer la pauvreté locale.

Ainsi, force est de constater que l'impact de la croissance et de l'inégalité au niveau communal sur la pauvreté ne s'était pas modifié, chose indiquant la robustesse des liens sus-indiqués, d'une part, et, d'autre part, leurs renforcements lorsque différentes caractéristiques communales sont contrôlées.

En effet, la sensibilité de l'incidence de la pauvreté communale à la croissance économique des communes est devenue plus importante en passant de 1,6 à 1,9 en valeur absolue à l'échelle nationale, soit une amélioration de 19,0%. Cette amélioration est plus importante pour l'impact de la réduction des inégalités inter communales, soit une amélioration de 59%. Ces résultats corroborent l'importance et la constance des liens entre la croissance économique et la réduction des inégalités au niveau des communes et la tendance à la baisse de leur pauvreté dans le temps.

4.2. Impacts différentiels des facteurs démographiques et socioéconomiques sur la dynamique de la pauvreté communale

Outre la croissance et l'inégalité, les facteurs démographiques et socioéconomiques ont également joué un rôle important dans la dynamique de la pauvreté communale.

A. Impacts des changements démographiques

Fécondité et pauvreté communale : un lien causal équivoque

Les liens de causalité entre la pauvreté et les phénomènes démographiques ne sont plus à démontrer, de telle sorte qu'ils s'affectent mutuellement, et il est par conséquent nécessaire qu'ils soient abordés conjointement. En général, il est de coutume de présupposer qu'une fécondité élevée est l'apanage des communes pauvres, et que ces dernières sont caractérisées par un mariage précoce, une mortalité infantile élevée, une mortalité maternelle culminante, une faible espérance de vie, malnutrition, etc.

La lecture de ces liens à travers les résultats de la modélisation dynamique de la pauvreté locale permet de souligner des résultats pertinents. Dans un premier temps, contrairement à toute attente, force est de constater que la fécondité est négativement corrélée avec la pauvreté.

Toutes choses égales d'ailleurs, tel constat insinue que les communes ayant un nombre moyen élevé d'enfants, sont relativement moins exposées au risque de la pauvreté. La nature de cette relation est à nuancer puisqu'elle est parabolique et convexe. En effet, la corrélation négative entre la fécondité et la pauvreté n'est vérifiée que pour les communes ayant un nombre moyen d'enfants inférieur à 4, selon les résultats de ce modèle. Au-delà de cette valeur, la fécondité devient un facteur favorisant la recrudescence de la pauvreté.

En dépit de ce revirement dans le lien entre la fécondité et la pauvreté au niveau communal, il serait donc non moins important d'attribuer au comportement procréateur une part d'explication de l'essor de la pauvreté communale durant la période intercensitaire 1994-2004.

Âge au premier mariage et pauvreté communale : un lien corrélational non pérenne

D'ordinaire, il est de coutume de considérer que l'entrée dans le mariage à âge précoce pourrait être un facteur de risque de pauvreté dans la mesure où les ressources du ménage, à revenu constant, se trouvent laminées avec l'augmentation des charges familiales. En outre, il est devenu évident que le développement de l'enseignement et les difficultés d'insertion économiques des jeunes ont eu des effets importants sur leurs comportements matrimoniaux. Généralement, les difficultés pécuniaires que rencontrent les jeunes pour bâtir un foyer familial, logement, équipement,..., contribuent à faire durer le célibat, et, subséquemment, à réduire le risque de voir leur niveau de vie tiré vers le bas, suite notamment à un changement de la taille du ménage non proportionnel aux ressources familiales.

En effet, encore une fois cette variable démographique est liée à la pauvreté communale selon une relation en U. Si dans un premier temps, la pauvreté des communes est tirée vers le bas suite à l'augmentation de l'âge au premier mariage, cet impact s'estompe « selon le modèle » au voisinage de 26 ans. Après ce seuil, l'augmentation de l'âge au premier mariage de la commune est associée au risque d'augmentation de la pauvreté dans les communes.

Le vieillissement et la pauvreté : un lien corrélativement positif

La recrudescence de la part des personnes âgées pose, souvent et avec acuité, le problème de leurs conditions de vie, surtout que seule une minorité d'entre elles est couverte par les systèmes de couverture sociale. La majorité des personnes âgées comptent sur les filets de sécurité traditionnels, essentiellement, leurs enfants. Cependant, ces filets de protection demeurent informels, fragiles et hautement exposés à la rupture. Dans ce cadre, la pauvreté des personnes âgées semble être une dimension importante de la pauvreté, en particulier la pauvreté communale.

Ce lien semble être bien confirmé par le modèle de panel à effets fixes avec variables de contrôle. Il indique une relation corrélative positive entre la part des personnes âgées par commune et l'incidence de la pauvreté communale. Ainsi, le coefficient d'élasticité entre vieillissement et pauvreté communale est de 0,32. Etant donné que ce coefficient est inférieur à l'unité, la pauvreté communale augmenterait à un rythme moins important que celui de la population âgée.

Toutes choses égales par ailleurs, ces indices soulignent l'importance de la prise en charge des personnes âgées comme dimension importante de lutte contre la pauvreté

des communes. Dans ce sens, le développement des filets de sécurité sociale constitue une piste à suivre pour agir sur une facette non négligeable de la pauvreté monétaire.

B. Infrastructure locale et pauvreté

L'inaccès à l'électricité et/ou l'eau potable se traduit par des coûts supplémentaires et des corvées qui ont indubitablement des effets négatifs sur le développement social, sans compter qu'il aggrave et entretient la pauvreté. Du surcroît, pareilles activités laissent peu de temps libre à consacrer à des activités susceptibles de générer un revenu additionnel pour l'amélioration des conditions de vie du ménage. En outre, la promiscuité et la médiocrité du logement jouent un rôle déterminant dans la persistance de la pauvreté.

Ainsi, la modélisation de la dynamique de la pauvreté communale fait ressortir une corrélation négative mais non significative entre la part des ménages équipés en électricité et la réduction de la pauvreté au niveau de la commune. Cette relation demeure faible en termes de réduction de la pauvreté dans la mesure où une augmentation de 1% des ménages équipés en électricité, au sein de la commune, ne fait diminuer l'incidence de pauvreté communale que de 0,02%. Cet impact limité de l'électrification sur la pauvreté communale est dû à la part importante des ménages bénéficiaires de l'électricité aussi bien dans les communes les plus pauvres que celles les moins pauvres.

En revanche, l'habitat sommaire se révèle positivement mais faiblement corrélé avec la pauvreté communale. En effet, le modèle en question montre que la réduction (augmentation) de l'habitat sommaire contribue faiblement à la réduction (augmentation) de la pauvreté communale. A titre indicatif, la réduction de l'habitat sommaire de 10% au niveau communal se traduirait par une baisse de l'incidence de la pauvreté communale de 0,1%. L'étroitesse de cet impact laisse envisager que la lutte contre la pauvreté communale ne peut être axée principalement sur la lutte contre l'habitat insalubre. Faut-il encore que ceux qui en bénéficient accèdent à des facteurs de revenus conduisant à la sortie de la pauvreté à la fois économique et sociale.

C. Activité économique et pauvreté communale

De par son influence décisive sur le niveau de vie des ménages, le marché du travail est, à tous égards, un élément incontournable dans l'appréhension et le ciblage de la pauvreté. En effet, d'une part, ledit marché est considéré comme une courroie de transmission de l'impact des politiques macro-économiques sur la pauvreté. D'autre part, les inégalités communales en termes de formation, type de profession, statut socioprofessionnel et secteur lucratif d'emploi, pourraient constituer un facteur de vulnérabilité économique et sociale des communes. C'est dire que la structure du marché du travail, et la nature de sa stratification à l'échelle communale, constituent

des éléments de grande importance autant dans l'appréhension que dans l'explication de la pauvreté spatiale.

De toutes les variables caractérisant le marché du travail dans la commune, la part des actifs masculins dotés d'un capital professionnel (dont les « ouvriers qualifiés et artisans ») dans la commune s'avère la variable la plus déterminante de la baisse de la pauvreté communale durant la période intercensitaire 1994-2004. Cette corrélation, fortement significative, montre que l'augmentation de 10% de cette catégorie d'emploi induirait, toutes choses égales par ailleurs, une baisse de la pauvreté communale de près de 7%.

L'interaction entre l'activité et le capital scolaire (primaire et plus) s'est également révélée un facteur important dans la détermination de la pauvreté communale. Ainsi, toute augmentation de la part des actifs scolarisés parmi la population active dans la commune entraînerait une baisse significative de l'incidence de la pauvreté communale. En termes d'impact, une augmentation de 1% de la population active occupée scolarisée dans la commune est en mesure d'abaisser la pauvreté communale de 0,34%. Chose pouvant témoigner de la consistance du capital humain de la population active dans la lutte contre la pauvreté au niveau local le plus fin.

Selon la catégorie socioprofessionnelle, les communes ayant une part importante des « exploitants agricoles » sont plus exposées au risque de la pauvreté que les autres communes. La branche économique « bâtiment et travaux publics » s'est discernée comme une source moins importante de la recrudescence de la pauvreté communale. Plus la part des actifs exerçant dans cette branche augmente, plus le risque de la pauvreté communale augmente mais avec une faible acuité.

Ces liens s'expliquent essentiellement par les faibles salaires observés dans les secteurs agriculture et BTP, qui sont traditionnellement considérés comme un refuge pour les personnes sans qualification professionnelle.

4.3. Dynamique de la pauvreté communale en milieu urbain : cas du modèle triangulaire élargi

A. Raffermissement des liens triangulaires croissance-équité-pauvreté dans les communes urbaines

En contrôlant les caractéristiques des communes urbaines, les liens de causalité entre la croissance, l'inégalité et la pauvreté de la commune restent constants mais avec des intensités différentes. Ainsi, force est de constater que l'impact de l'équité intercommunale tend à égaler celui de la croissance communale, soit respectivement un coefficient d'élasticité, en valeur absolue, de 4,4 et 4,2. Alors que le modèle triangulaire restreint montre que ces coefficients sont respectivement de l'ordre de 1,5 et 4,0.

Ceteris paribus, ces indices indiquent qu'en milieu urbain l'effort de la croissance et la réduction des inégalités intercommunales, constituent deux leviers pour agir sur la baisse de la pauvreté communale. Le revers de ces constats est que la dégradation de l'inégalité entre les communes peut se révéler une source génératrice de la pauvreté, et, partant, le risque d'inhiber l'effet positif de la croissance communale sur la baisse de la pauvreté est à considérer.

B. Impact des changements démographiques

Si, dans le cadre du modèle triangulaire élargi, la fécondité et l'âge moyen au premier mariage agissent sur la pauvreté communale à l'échelle nationale selon une relation en U, ces impacts ne semblent pas perdurer dans l'explication de la dynamique de la pauvreté communale urbaine. Eu égard à ces constats, il serait difficile de conditionner l'essor de la pauvreté des communes urbaines par un changement dans le comportement procréateur à l'échelle locale.

En revanche, la part des personnes âgées par commune est la seule variable démographique qui intervient significativement dans l'explication de la dynamique de la pauvreté des communes urbaines. A l'instar du lien observé à l'échelle nationale, ce facteur entretient un lien corrélational positif avec la pauvreté locale. D'emblée, le coefficient d'élasticité estimé (0,98) est près de trois fois plus important que celui observé au niveau national. Ainsi, force est de constater qu'une accentuation du vieillissement dans les communes urbaines de 1% risquerait de se traduire par une augmentation de la pauvreté locale de près de 1%. Pareil résultat, noté ci-haut, met en exergue le rôle crucial de la prise en charge des personnes âgées dans la commune, comme dimension démographique de lutte contre les risques de la pauvreté communale.

C. Marché du travail et dynamique de la pauvreté dans les communes urbaines

La condition du salariat de la population active dans les communes urbaines s'avère un déterminant dont l'impact est équivalent à celui de la croissance ou celui de l'équité. D'abord, les communes urbaines caractérisées par une augmentation du salariat, au cours de la période intercensitaire, ont connu une baisse importante de leur pauvreté. Ensuite, avec un coefficient d'élasticité de 4,8, en valeur absolue, tout effort d'augmentation de la part des salariés de 1% pourrait, toutes choses égales par ailleurs, infléchir la pauvreté des communes urbaines de 4,8%. Enfin, force est de constater, selon les résultats des modèles établis, que cette articulation est plus prononcée dans les communes urbaines caractérisées par une part du salariat inférieure à 43%.

Ces indices montrent que la promotion de la condition du salariat ne peut favoriser notablement la régression de la pauvreté locale que dans les communes urbaines avec une faible part des salariés dans la population active.

L'amélioration de l'insertion économique des actifs du niveau scolaire secondaire ou supérieur a notablement contribué à réduire la pauvreté communale entre 1994 et 2004. Tel constat reflète l'importance de l'emploi qualifié dans l'effort de lutte contre la pauvreté. Il est à souligner qu'une augmentation de 1% de ce type d'emploi se traduirait par une baisse de 2,4% de l'incidence de la pauvreté communale.

En revanche, l'emploi informel « cas des indépendants » évince la baisse de la pauvreté communale en milieu urbain. Ainsi, une augmentation de la part des indépendants risquerait d'affaiblir tout effort de réduction de la pauvreté locale en milieu urbain. Pareille corrélation s'explique probablement par la dominance de ce type d'emploi dans les communes les plus pauvres. Ainsi, une façon de minimiser les risques de la pauvreté dus à l'emploi indépendant, consisterait à diversifier le spectre de l'emploi indépendant dans les communes les plus pauvres via notamment la microfinance qui s'érige comme un outil efficace aussi bien de viabilité économique que de rentabilisation pécuniaire des activités les moins génératrices des revenus.

4.4. Dynamique de la pauvreté communale en milieu rural : cas du modèle triangulaire élargi

A. Raffermissement des liens triangulaires croissance-équité-pauvreté dans les communes rurales

La lecture de ces liens à travers les résultats du modèle élargi permet de souligner des résultats pertinents. D'abord, l'impact de la croissance locale sur la réduction de la pauvreté des communes rurales n'a pratiquement pas changé, soit un coefficient d'élasticité, en valeur absolue, de 1,6 versus 1,7 dans le cas du modèle triangulaire. En revanche, en contrôlant les caractéristiques communales, le lien corrélationnel entre la réduction de l'inégalité entre communes et la baisse de la pauvreté s'est consolidé, soit une élasticité de 2,3, en valeur absolue, versus 1,6 dans le cas du modèle triangulaire. Ceteris paribus, ces indices montrent que la conjonction de la croissance des communes et la réduction des écarts intercommunaux en milieu rural, peut se révéler un fort déterminant de la baisse de la pauvreté rurale.

B. Démographie et dynamique de la pauvreté des communes rurales

Dans les communes rurales, la fécondité entretient une relation en U avec la pauvreté. Dans un premier temps, force est de constater que la fécondité est négativement corrélée avec la pauvreté. Toutes choses égales par ailleurs, seules les communes ayant un nombre moyen d'enfants par femme de moins de 4 enfants, sont relativement moins exposées au risque de la pauvreté. En revanche, la pauvreté va de pair avec une fécondité élevée, notamment dans les communes caractérisées par un indice synthétique de fécondité de plus de 4 enfants. Cette ambivalence entre la fécondité et la pauvreté des communes rurales s'explique probablement par le fait que la fécondité a augmenté (baissé) dans les communes rurales ayant connu une baisse (hausse) de la pauvreté.

La deuxième caractéristique démographique des communes rurales déterminant significativement la dynamique de la pauvreté, est la part de la population âgée. Elle est positivement corrélée avec la pauvreté communale, mais avec un impact étroit de telle sorte que l'accentuation du vieillissement des communes de 1% ne se traduirait que par une hausse de l'incidence de la pauvreté de 0,3%. En dépit de cette étroitesse, il est important de signaler que, d'après les estimations du modèle, cette articulation risque de concerner près de 85% des communes rurales.

C. Insertion économique et dynamique de la pauvreté des communes rurales

L'interaction entre l'emploi et le capital scolaire à l'échelle locale s'avère un déterminant de la baisse de la pauvreté des communes rurales. En effet, l'amélioration de l'insertion économique des actifs du niveau scolaire « primaire et plus » a contribué à réduire la pauvreté communale. Cependant, bien que son impact reste réduit dans la mesure où une augmentation de 1% de ce type d'emploi se traduirait par une baisse de 0,4% de l'incidence de la pauvreté communale, force est de constater que cette baisse concernerait la totalité des communes rurales. Pareil constat reflète l'importance de l'emploi qualifié dans l'effort de lutte contre la pauvreté spatiale en milieu rural.

Contrairement à toute attente, la part des actifs avec revenu est positivement associée avec la dynamique de la pauvreté communale rurale. *Ceteris paribus*, ce lien laisse entendre que les communes ayant connu une hausse de l'emploi rémunéré durant la période intercensitaire, ont connu également une hausse de la pauvreté. La pertinence de ce lien n'a pas été influencée par le contrôle des changements dans les caractéristiques communales entre 1994 et 2004. En outre, cette articulation ne concerne que les communes rurales dont la part de l'emploi pécuniaire est moins de 11%. Au-delà de ce seuil critique, la création de l'emploi rémunéré contribuerait à la réduction de la pauvreté des communes rurales.

Par secteur d'emploi, la modélisation dynamique montre que l'emploi dans le secteur « bâtiment et travaux publics » évince, mais faiblement, la baisse de la pauvreté communale en milieu rural. Une augmentation de la part des actifs exerçant dans ce secteur risque d'affaiblir d'atténuer la réduction de la pauvreté locale. Pareille corrélation s'explique probablement par la dominance de ce type d'emploi dans les communes les plus pauvres. Selon le modèle, une augmentation de la part de l'emploi drainé par le BTP de 10% se traduirait, toutes choses égales par ailleurs, par une légère hausse de 1% de l'incidence de la pauvreté communale.

En somme, les variantes des modèles triangulaires, simples et élargis, ont mis en exergue des liens causaux entre la dynamique de la pauvreté communale et un ensemble de facteurs socioéconomiques et démographiques. Cependant, pour compléter le schéma analytique, et tester, entre autres, la robustesse de ces résultats selon l'unité spatiale, il serait intéressant de changer l'unité d'analyse en construisant un panel des provinces sur trois années, à savoir 1994, 2001, et 2004. Procéder de cette façon a le mérite de différencier la nature et l'intensité des interactions entre la

dynamique de la pauvreté locale et ses déterminants spécifiques à l'échelle géographique.

4.5. Dynamique de la pauvreté provinciale

Abstraction faite du milieu de résidence, les résultats du modèle élargi de panel, à effets fixes, corroborent les liens triangulaires entre croissance, inégalité et pauvreté observés au niveau des communes. Les élasticités croissance/pauvreté et équité/pauvreté sont respectivement, en valeur absolue, de 4,4 et 3,8. Ces indices montrent le rôle crucial et de la croissance et de la réduction des inégalités interprovinciales dans la tendance à la baisse de la pauvreté des provinces.

En tenant compte des caractéristiques spécifiques à chaque province, et en contrôlant l'effet de l'inégalité, l'augmentation de la croissance des provinces de 1% pourrait induire une réduction de la pauvreté provinciale, en moyenne, de 4,4%. De même, à croissance égale entre les provinces, la réduction des écarts en termes de répartition de 1%, serait en mesure d'incliner la pauvreté des provinces, en moyenne, de près de 3,8%. Ces indices montrent encore une fois l'importance d'agir à la fois sur la promotion de la croissance locale et la réduction des inégalités géographiques pour agir de la manière la plus forte sur la réduction de la pauvreté spatiale.

Encore est-il important de signaler que ces deux facteurs se classent, par mérite d'impact sur la réduction de la pauvreté provinciale, du loin, à la tête des déterminants captés par le modèle du panel élargi.

De par le monde, différents travaux ont montré que l'effort de scolarisation va de pair avec la réduction de la pauvreté. Considérée comme proxy variable du développement, la scolarisation s'érige négativement corrélée avec l'évolution de la pauvreté des provinces. Avec un coefficient d'élasticité de 0,4, en valeur absolue, tout développement provincial visant, entre autres, l'augmentation de la scolarisation de 1% se traduirait par une baisse de la pauvreté provinciale de 0,4%. Chose pouvant témoigner de l'importance des liens indirects entre l'effort du développement local notamment dans les domaines de scolarisation, de santé et d'infrastructures sociales, et la réduction de la pauvreté locale.

Le point particulier de la modélisation de la pauvreté provinciale est qu'elle a pu capter l'effet de la pluviométrie (sécheresse) sur l'essor de la pauvreté spatiale. Toutes choses égales par ailleurs, cette modélisation montre que la pauvreté de l'année en cours est négativement corrélée avec les conditions pluviométriques de l'année qui précède. Si cette dernière est caractérisée par une pluviométrie plus importante que celle de l'année en cours, la pauvreté provinciale connaît une baisse quoique qu'elle reste limitée. En effet, l'élasticité pluviométrie/pauvreté n'est que de 0,01, en valeur absolue. Tel résultat indique également que la pauvreté du moment est susceptible d'augmenter suite à une année discerné par une sécheresse, synonyme d'une faible année agricole.

Par rapport aux facteurs démographiques, le modèle a montré une corrélation positive entre la part des moins de 15 ans et la pauvreté provinciale. L'augmentation (réduction) de la part de cette frange de la population risquerait d'entraîner une augmentation (réduction) de la pauvreté provinciale, et ce d'une façon proportionnelle, soit un coefficient d'élasticité équivalent à 1.

Cependant, à considérer la transition démographique que connaît le Maroc, et à tous les niveaux, caractérisée, entre autres, par le recul de la part des moins de 15 ans, cette corrélation positive s'explique probablement par le fait que la pauvreté a baissé dans les provinces où la part des moins de 15 ans est relativement réduite.

4.6. Dynamique de la baisse de la pauvreté communale

Les différents modèles analysés ci-dessus ont permis de déceler des liens causaux qui sont supposés agir sur la baisse de la pauvreté aussi bien à l'échelle communale qu'à l'échelle provinciale. Cependant, leurs impacts réels en termes de réduction observée de la pauvreté n'ont pas été testés. Sur le plan discursif, ce chaînon manquant est important à différents égards.

D'abord, la modélisation de la baisse de la pauvreté spatiale a le mérite de tester la validité des liens inférés via les modèles globaux qui ne différencient pas entre la baisse, la hausse et la stagnation de la pauvreté géographique, à tous les niveaux, urbain, rural et national. Ensuite, il est probable que l'intensité de ces liens et leur hiérarchisation par ordre d'importance changent. Ce qui permet in facto d'affiner les enseignements de l'analyse globale. Enfin, cette façon de procéder permettrait d'approfondir l'analyse, et, partant, de se prononcer tant sur la robustesse que sur l'insuffisance corrélationnelle des déterminants susceptibles d'expliquer la dynamique de la pauvreté géographique.

L'analyse des modèles expliquant la baisse de la pauvreté à l'échelle communale a permis de relever les principaux enseignements suivants :

- En milieu urbain, les rôles de la croissance et de l'équité sur la baisse de la pauvreté communale se sont à la fois confirmés, et leurs impacts se sont intensifiés. D'emblée, de par la parité de leurs effets, ces deux déterminants ont eu le même impact en termes de réduction de la pauvreté. Bien que ces deux effets s'avèrent substituables, en termes de politiques de lutte contre la pauvreté communale, leur conjugaison est doublement plus efficace qu'une simple politique de croissance ou de redistribution. Il est donc soutenable que toute stratégie de lutte contre la pauvreté à l'échelle spatiale devrait miser sur la croissance au niveau local et sur les politiques d'équité interspatiale.
- En revanche, en milieu rural, les impacts de la croissance et de l'équité se sont révélés moins importants que dans le cas du modèle global. Du surcroît, la baisse de la pauvreté communale était plus tirée par la croissance que par

l'équité. Non seulement ces constats relativisent ceux relevés dans le modèle global, mais également montrent la prééminence du rôle de la croissance économique sur la réduction de l'inégalité pour agir efficacement sur le processus du recul de la pauvreté des communes rurales.

- Bien que le salariat continue de détenir la troisième position, en terme de réduction de la pauvreté des communes urbaines, force est de constater que son impact s'est rétréci, soit un coefficient d'élasticité de 3,8, en valeur absolue, au lieu de 4,8 dans le cas du modèle global. Ce changement dans l'impact ne peut occulter le rôle prééminent que peut jouer la promotion et l'amélioration de condition du salariat urbain sur le recul de la pauvreté communale.
- En revanche, l'impact de l'insertion des actifs dotés d'un capital scolaire, le secondaire et plus, s'est montré plus important dans le cas de la dynamique de la baisse de la pauvreté. En effet, en passant du modèle global au modèle dynamique de la baisse, son coefficient d'élasticité est passé de 2,4 à 2,9, en valeur absolue.
- L'impact de l'emploi indépendant n'a pas changé. Cependant, force est de constater que ce lien est devenu non significatif. Ce qui confirme, selon le modèle global, que ce type d'emploi n'a d'effets que sur la hausse de la pauvreté des communes urbaines.
- En milieu rural, outre l'impact de la croissance et de l'inégalité sur la baisse de la pauvreté communale, deux autres facteurs ont contribué à l'explication de cette baisse, à savoir le nombre moyen d'enfants par femme et l'insertion des actifs dotés d'un capital scolaire « primaire et plus ».
 - le premier facteur montre une relation en U inverse avec la baisse de la pauvreté. L'augmentation du nombre moyen d'enfants par femme va de pair avec la réduction de la pauvreté, mais au delà de quatre enfants par femme, cette baisse atteint son essoufflement, et la venue d'un nouvel enfant contribue à contrarier la baisse de la pauvreté dans les communes rurales.
 - Quant au deuxième facteur, traduisant l'interaction entre l'insertion professionnelle et le capital scolaire en milieu rural, il favorise la baisse de la pauvreté. Encore est-il que son impact est devenu plus important en comparaison avec le modèle global. Toutefois, à l'instar de la fécondité, l'impact observé, soit une baisse de 0,5% de la pauvreté des communes rurales, reste moins proportionnel que l'effort d'insertion de 1% des actifs scolarisés.

Conclusion

En contrôlant les différences dans les caractéristiques des communes, sur les plans démographique, social et économique, la dynamique de la pauvreté à l'échelle spatiale a montré une sensibilité importante aux effets de la croissance locale et de l'équité inter-spatiale.

Dans les communes urbaines, l'impact de l'équité a égalé celui de la croissance en termes de baisse de la pauvreté communale, soit respectivement 4,1% et 4,3%. Telle parité montre que l'action pour incliner la pauvreté communale peut être fondée aussi bien sur la relance de l'économie locale que sur la réduction de l'inégalité intercommunale. De même, le dosage de ces deux options pourrait se révéler un déterminant capital dans la lutte contre la pauvreté spatiale. En revanche, en milieu rural, l'impact de l'équité intercommunale (2,3%) s'avère plus déterminant de la baisse de la pauvreté que celui de la croissance locale (1,6%).

Ces liens sont aussi détectés au niveau provincial. Ils montrent qu'il est plus judicieux d'agir, à la fois, sur la croissance locale et l'inégalité interprovinciale pour impacter fortement le recul de la pauvreté. Nous en retenons que la redistribution géographique des richesses au profit des provinces (dont communes) pauvres conduirait, à la fois, à moins de pauvreté et à moins d'inégalité. D'emblée, la conjugaison des efforts de la croissance et de l'équité, serait également un levier important pour agir efficacement contre la précarité dans les communes et les provinces.

Outres la croissance et l'inégalité, certains facteurs caractérisant la démographie, le capital scolaire et l'insertion économique au niveau local, ont notablement conditionné la dynamique de la pauvreté des communes et des provinces.

La fécondité élevée des communes, la part élevée des moins de 15 ans dans les provinces s'érigent comme des handicaps à la baisse de la pauvreté locale. Par rapport au marché du travail, l'insertion économique des actifs qualifiés et la promotion du salariat favorisent la baisse de la pauvreté à l'échelle spatiale.

Annexe 1

Test de Kakwani de l'égalité des indices de pauvreté

La robustesse des comparaisons cardinales consiste à tester la nullité des différences de pauvreté. Kakwani (1990) a présenté un test d'hypothèse qui n'est autre qu'une extension d'un test de significativité des différences de moyennes. La mise en oeuvre de ce test impose tout d'abord d'exprimer les erreurs types asymptotiques des indices P_α dans les cas respectivement où $\alpha = 0$ et $\alpha \geq 1$:

$$\sigma (P_\alpha) = \sqrt{ (P_{2\alpha} - (P_\alpha)^2) / n }$$

Pour tester l'hypothèse nulle selon laquelle $P_\alpha^1 = P_\alpha^2$ pour les distributions 1 et 2 dont les échantillons sont de taille n_1 et n_2 , il faudrait calculer la fonction des observations suivante :

$$t = (P_\alpha^1 - P_\alpha^2) / \sigma (P_\alpha^1 - P_\alpha^2)$$

où σ représente l'écart-type de la distribution d'échantillonnage de $(P_\alpha^1 - P_\alpha^2)$ qui (aux termes de l'hypothèse nulle) est donnée par:

$$\sigma (P_\alpha^1 - P_\alpha^2) = \sqrt{ (\sigma_\alpha^2 / n_1) + (\sigma_\alpha^2 / n_2) }$$

La statistique t , égale au rapport de la valeur de l'écart de l'indice de pauvreté considéré et de l'erreur type asymptotique associée, suit une distribution asymptotique normale de moyenne nulle et de variance unitaire. Elle permet de tester la nullité des indices de pauvreté. Un t supérieur à 1,96 signifie que l'hypothèse de nullité de l'écart de l'indice doit être rejetée au seuil de 5 %, si non elle est acceptée.

Annexe 2

Effets de croissance et d'inégalité sur la variation de la pauvreté : Méthodologie de mesure

L'approche statique de Kakwani (1993)

Cette approche consiste à dériver des élasticités de la pauvreté par rapport au revenu moyen ou la dépense moyenne et à l'inégalité, mesurée par la courbe de Lorenz, afin d'évaluer les changements de la pauvreté dus aux variations du revenu et de l'indice de Gini. Kakwani suppose qu'un indice de pauvreté θ est une fonction de trois éléments à savoir : le seuil de pauvreté (z) ; le revenu (ou la dépense) moyen par tête (μ) et l'inégalité du revenu captée par la courbe de Lorenz ($L(p)$) caractérisée par k paramètres m_1, m_2, \dots, m_k . Donc :

$$\theta = f(z, \mu, L(p))$$

Si le seuil de pauvreté (z) reste constant, alors une modification de la pauvreté pourrait être représentée par :

$$d\theta = \frac{\partial \theta}{\partial \mu} d\mu + \sum_{i=1}^k \frac{\partial \theta}{\partial m_i} dm_i$$

Cette relation décompose la variation de la pauvreté en deux parties : la première mesure l'effet de croissance pure, alors que la seconde représente l'effet d'inégalité.

Si on considère le cas particulier des indices P_α

$$P_\alpha = \int_0^z \psi(Z, X) f(X) dX \quad \text{avec} \quad \psi(Z, X) = \max \left(\left(\frac{Z - X}{Z} \right)^\alpha, 0 \right)$$

La fonction $\psi(Z, X)$ est homogène de degré zéro par rapport à Z et X , et présente les

caractéristiques suivantes $\frac{\partial \psi}{\partial x} \leq 0$ $\frac{\partial^2 \psi}{\partial x^2} \geq 0$ et $\psi(z, z) = 0$.

En considérant les propriétés de la courbe de Lorenz suivantes :

$$L(p) = \frac{1}{\mu} \int_0^p Q(q) dq, \quad L'(p) = \frac{X}{\mu} \quad \text{et} \quad L'(P_0) = \frac{Z}{\mu}$$

Après substitution dans la fonction P_α , on obtient :

$$\frac{\partial P_\alpha}{\partial \mu} = - \frac{\alpha}{\mu} \int_0^z \frac{x}{z} \left(1 - \frac{x}{z} \right)^{\alpha-1} f(x) dx$$

Étant donné que $x/z = [1 - (1 - x/z)]$, l'expression de l'élasticité par rapport au revenu

moyen ou la consommation moyenne prend la forme suivante :

$$\eta_{P_\alpha} = \frac{\partial P_\alpha}{\partial \mu} \frac{\mu}{P_\alpha} = -\frac{\alpha}{P_\alpha} \left[\int_0^z \left(\frac{z-x}{z} \right)^{\alpha-1} f(x) dx - \int_0^z \left(\frac{z-x}{x} \right)^\alpha f(x) dx \right]$$

$$= -\frac{\alpha(P_{\alpha-1} - P_\alpha)}{P_\alpha}$$

Cette élasticité sera toujours négative pour tout choix non nul du paramètre d'aversion pour l'inégalité (α) parmi les pauvres. Cela tient au fait que la fonction P_α est monotone et décroissante par rapport à α .

Lorsque α est nul, cas du taux de pauvreté, l'élasticité de (P_0) par rapport au revenu moyen prend la forme suivante :

$$\eta_{P_0} = \frac{\partial P_0}{\partial \mu} \frac{\mu}{P_0} = -\frac{z f(z)}{F(z)} < 0$$

Toutes choses égales par ailleurs, cette élasticité représente le pourcentage de pauvres qui sortiront de la pauvreté suite à une croissance de 1% du revenu moyen ou de la consommation moyenne.

S'agissant de l'effet de l'inégalité sur la pauvreté, Kakwani(1992) montre que l'élasticité de l'indice de pauvreté P_α par rapport au coefficient de Gini standard est égal à :

$$\lambda_{P_\alpha} = \frac{1}{P_\alpha} \int_0^z \frac{\partial \psi(x,z)}{\partial x} (x-\mu) f(x) dx = \eta_{P_\alpha} - \frac{\mu}{P_\alpha} \int_0^z \frac{\partial \psi(x,z)}{\partial x} f(x) dx = \eta_{P_\alpha} + \frac{\alpha \mu P_{\alpha-1}}{Z P_\alpha}$$

Il ressort de cette expression que si le seuil de pauvreté est fixé en dessous de la moyenne, ce qui est toujours observé aussi bien dans le cadre de la pauvreté absolue que celui de la pauvreté relative, le terme $(x-\mu)$ sera toujours négatif au sein de domaine de variation de x $[0, Z]$. Et puisque la dérivée première de $\psi(z,x)$ par rapport à x est négative, l'élasticité des indices P_α par rapport au coefficient de Gini sera positive. Dans ces conditions, la pauvreté augmenterait avec l'inégalité.

Pour dériver l'élasticité de P_0 par rapport à l'indice de Gini, Kakwani (1993) démontre que la courbe de Lorenz se déplace en fonction d'un paramètre β correspondant à la variation proportionnelle de l'indice de Gini. Par exemple, si le coefficient de Gini augmente de 1%, β est égal à 0,01. De plus, lorsque le taux de pauvreté varie suite à un changement de l'inégalité, toujours à revenu (consommation) moyen(ne) constant(e), le déplacement de la courbe de Lorenz équivaut à une variation du seuil de pauvreté de Z à Z^* . Il s'exprime comme suit :

$$Z^* = (Z + \beta \mu) / (1 + \beta)$$

À considérer ces changements, l'élasticité λ_{P_0} de P_0 par rapport à l'indice de Gini

prend la forme suivante :

$$\lambda_{P_0} = \frac{P_0(Z^*) - P_0(Z)}{\beta P_0(Z)}$$

Dans la mesure où la pauvreté est affectée par le revenu moyen et l'inégalité des revenus, il est possible d'établir un taux marginal de substitution proportionnel entre ces deux facteurs. Pour ce faire, Kakwani propose la décomposition suivante d'une variation d'un indice de pauvreté :

$$\frac{dP_\alpha}{P_\alpha} = \eta_{P_\alpha} \frac{d\mu}{\mu} + \lambda_{P_\alpha} \frac{dG}{G}$$

Ce qui permet de dégager le taux de croissance nécessaire pour compenser une hausse des inégalités sans que la pauvreté change. Ainsi, l'annulation de cette décomposition permet d'obtenir le taux marginal de substitution proportionnel :

$$TMSP = \frac{d\mu}{\mu} \frac{G}{dG} = -\frac{\lambda_{P_\alpha}}{\eta_{P_\alpha}}$$

Ce rapport d'élasticité permet aux décideurs des alternatives en matière de politiques économiques pour maîtriser la diffusion de la pauvreté. Il permet de répondre à la question suivante : De combien doit-il être le taux de croissance du revenu moyen ou de la consommation moyenne pour compenser une hausse de 1% du coefficient de Gini dans le but d'inhiber toute augmentation de la pauvreté ?

En outre, ces différentes élasticités seront utilisées pour prédire, selon le principe toutes choses égales par ailleurs, l'effet de l'inégalité et de la croissance de la consommation sur la pauvreté. Il s'agira d'apprécier le rythme auquel une croissance économique neutre à l'inégalité pourra contribuer à la réduction de la pauvreté et de voir comment des changements d'inégalité peuvent affecter la pauvreté.

Dans le cas particulier de l'incidence de pauvreté, en supposant qu'il y a q pauvres dans une population totale de n individus, l'élasticité η_{P_0} peut s'estimer comme suit (Banque mondiale, 1996 in Essama-Nssah, 2000) :

$$\eta_{P_0} = \frac{\delta - v}{g - v}$$

Avec δ est égal au taux de variation du nombre de pauvres, et v représente le taux de croissance de la population par an. Le numérateur est donc égal au taux de variation du pourcentage des pauvres (variation de l'incidence de pauvreté). Quant à l'expression du dénominateur, elle est due au fait que le taux de croissance du revenu national par habitant est égal au taux de croissance du revenu national par an g moins le taux de croissance de la population par an. Cette relation implique l'identité suivante :

$$g = v \left(1 - \frac{1}{\eta P_0} \right) + \frac{\delta}{\eta P_0}$$

L'expression ci-dessus permet de calculer le taux de croissance économique nécessaire pour maintenir l'incidence de pauvreté à un certain niveau.

Cependant, étant donné que l'approche statique de Kakwani ne permet pas une décomposition de la variation temporelle de la pauvreté, différentes approches ont récemment tenté la décomposition des changements de la pauvreté pour supputer les contributions relatives de ces deux facteurs à la variation de la pauvreté dans toutes ses formes (incidence, profondeur et sévérité). Parmi ces approches, celles proposées par Datt & Ravallion (1992), Kakwani (1997) et Shorrocks (1999) sont les plus utilisées et les plus rigoureuses.

Approche dynamique de Datt & Ravallion (1992)

Cette approche consiste à décomposer la variation de la pauvreté entre deux périodes (t, t+n) permettant d'évaluer l'importance relative de la croissance et de la distribution du revenu ou de la consommation. De cette décomposition, il ressort trois composantes : (i) une composante de croissance, notée $W(t, t+n, r)$; (ii) une composante de distribution, notée $D(t, t+n, r)$; et (iii) une composante résiduelle, notée $R(t, t+n, r)$, mesurant l'interaction entre les effets de croissance et de redistribution¹⁵, où r représente une période de référence.

Elle est fondée sur l'hypothèse de l'unicité du seuil de pauvreté entre les deux périodes (t, t+n) de telle sorte que les indices de pauvreté peuvent être exprimés par une fonction $P(\mu_t, L_t)$ dépendant exclusivement du revenu moyen μ_t et de la forme de la courbe de Lorenz L_t , soit $P_t = P(Z, \mu_t, L_t, \alpha)$ où Z est un seuil fixe de pauvreté.

La décomposition des indices de pauvreté prend la forme suivante :

$$P_{t+n} - P_t = W(t, t+n, r, \alpha) + D(t, t+n, r, \alpha) + R(t, t+n, r, \alpha)$$

Dans le cas où $r = t$, $W(t, t+n, r, \alpha)$, $D(t, t+n, r, \alpha)$ et $R(t, t+n, r, \alpha)$ s'expriment comme suit :

$$W(t, t+n, t, \alpha) = P_t \left(z \frac{\mu_t}{\mu_{t+n}}, \alpha \right) - P_t(z, \alpha)$$

Ce qui évalue la composante croissance dans le changement de la pauvreté si la courbe de Lorenz n'était pas modifiée. Cette quantité peut être estimée directement en ajustant la distribution de l'année t par le coefficient μ_{t+n}/μ_t pour obtenir une distribution de

¹⁵ Dans l'approche de Kakwani et celle de Shorrocks, cette composante est mise en évidence de telle sorte qu'elle décomposée en une composante croissance et en une composante redistribution, et ce abstraction faite de la date de référence.

l'année t avec une moyenne égale à μ_{t+n} et une inégalité inchangée (Araar & Duclos, 2006).

$$D(t, t+n, t, \alpha) = P_{t+n} \left(Z \frac{\mu_{t+n}}{\mu_t}, \alpha \right) - P_t(Z, \alpha)$$

Cette composante donne donc la variation de la pauvreté due à une modification de la courbe de Lorenz, et ce en maintenant la distribution $t+n$ avec une consommation moyenne égale à celle de l'année t , notamment via un ajustement par un coefficient multiplicatif μ_t / μ_{t+n} (Araar & Duclos, 2006).

$$\begin{aligned} R(t, t+n, t, \alpha) &= \left(P_{t+n}(Z, \alpha) - P_{t+n} \left(Z \frac{\mu_{t+n}}{\mu_t}, \alpha \right) \right) - \left(P_t \left(Z \frac{\mu_t}{\mu_{t+n}}, \alpha \right) - P_t(Z, \alpha) \right) \\ &= W(t, t+n, t+n, \alpha) - W(t, t+n, t, \alpha) \end{aligned}$$

Dans ce cas, le résidu peut être interprété comme étant la différence entre les effets de croissance lorsque les deux distributions $t+n$ et t sont respectivement utilisées comme référence. De même, en réécrivant cette expression autrement en utilisant les mêmes termes, ce résidu peut s'interpréter également comme la différence entre l'effet distributif utilisant $t+n$ comme référence et celui utilisant t (Araar & Duclos, 2006).

Cependant, ce terme résiduel a fait l'objet de critiques dans la mesure où il peut être tellement grand qu'il dépasse l'effet inégalité. En outre, étant donné que seules la variation du revenu ou de la consommation et l'inégalité sont supposées expliquer la modification de la pauvreté, il serait difficile de donner une explication à ce résidu (Kakwani, 1997).

Approche dynamique de Shorrocks (1999)

Cette approche consiste à décomposer la pauvreté dans un cadre conceptuel qui ne tient compte que de deux facteurs explicatifs de la modification de la pauvreté dans le temps, à savoir la croissance du revenu ou de la consommation et le changement dans la redistribution. Et donc, dès le départ le problème de décomposition consiste à identifier exclusivement la contribution de la croissance et celle de la redistribution à la variation de la pauvreté.

Dans ce cadre, en considérant un seuil unique de pauvreté, le niveau de pauvreté au temps t peut être exprimé par une fonction $P(\mu_t, L_t)$ dépendant du revenu moyen et de la courbe de Lorenz. Le facteur de croissance est $G = \mu_{t+n}/\mu_t - 1$ et le facteur de redistribution $R = L_{t+n} - L_t$. En s'appuyant sur la valeur de Shapley, Shorrocks (1999) a formulé la décomposition temporelle de la pauvreté comme suit :

$$\begin{aligned} \Delta P &= P(\mu_{t+n}, L_{t+n}) - P(\mu_t, L_t) = P(\mu_t \cdot (1+G), R + L_t) - P(\mu_t, L_t) = F(G, R) \\ &= 0.5 [F(G, R) - F(0, R) + F(G, 0)] + 0.5 [F(G, R) - F(G, 0) + F(0, R)] = C_G + C_R \end{aligned}$$

D'après la règle de Shapley, les contributions des facteurs croissance et inégalité s'écrivent respectivement comme suit :

$$\begin{aligned}
 C_G &= 0.5 [F(G,R)-F(0,R)+F(G,0)] \\
 &= 0.5 [(P(\mu_{t+n}, L_{t+n})-P(\mu_t, L_t)) - (P(\mu_t, L_{t+n})-P(\mu_t, L_t)) + (P(\mu_{t+n}, L_t)-P(\mu_t, L_t))] \\
 &= 0.5 [(P(\mu_{t+n}, L_{t+n})-P(\mu_t, L_{t+n})) + (P(\mu_{t+n}, L_t)-P(\mu_t, L_t))]
 \end{aligned}$$

Il ressort de cette expression que la contribution du facteur croissance est la moyenne de deux éléments, à savoir : (i) la variation de la mesure de pauvreté si l'inégalité est fixe et égale à celle de la période finale ; et (ii) la variation de la mesure de pauvreté si l'inégalité est fixe et égale à celle de la période initiale.

$$\begin{aligned}
 C_R &= 0.5 [F(G,R)-F(G,0)+F(0,R)] \\
 &= 0.5 [(P(\mu_{t+n}, L_{t+n})-P(\mu_t, L_t)) - (P(\mu_{t+n}, L_t)-P(\mu_t, L_t)) + (P(\mu_t, L_{t+n})-P(\mu_t, L_t))] \\
 &= 0.5 [(P(\mu_{t+n}, L_{t+n})-P(\mu_{t+n}, L_t)) + (P(\mu_t, L_{t+n})-P(\mu_t, L_t))]
 \end{aligned}$$

Ce qui montre que la contribution du facteur inégalité à la Shapley est égale à la moyenne de deux éléments : (i) la variation de la mesure de pauvreté si le revenu moyen est fixe et égal à celui de la période finale ; et (ii) la variation de la mesure de pauvreté si le revenu moyen est fixe et égal à celui de la période initiale.

L'approche de Shorrocks (1999) à la valeur de Shapley est donc dénuée du facteur résidu ; ce qui permet de fournir une décomposition exacte de la variation temporelle de la pauvreté en somme des contributions de la croissance et de l'inégalité.

Enfin, il importe de noter que l'approche dynamique de Kakwani (1997)¹⁶ est similaire à celle de Shorrocks (1999). Les deux approches aboutissent aux mêmes résultats (Cf. Araar, 2003 ; Kaboré, 2003).

¹⁶ Les contributions de la croissance et de l'inégalité à la dynamique de la pauvreté sont évaluées selon l'approche de Kakwani (1997) comme suit:

$$\underbrace{P_{t+n} - P_t}_{\text{Variation}} = C_1 + C_2$$

$$\begin{aligned}
 C_1 &= 0,5 ([P(\mu_{t+n}, L_t) - P(\mu_t, L_t)] + [P(\mu_{t+n}, L_{t+n}) - P(\mu_t, L_{t+n})]) \\
 C_2 &= 0,5 ([P(\mu_t, L_{t+n}) - P(\mu_t, L_t)] + [P(\mu_{t+n}, L_{t+n}) - P(\mu_{t+n}, L_t)])
 \end{aligned}$$

C₁ : la contribution de la croissance ;

C₂ : la contribution de la redistribution.

Annexe 3

1. Méthode de la décomposition du ratio du bien-être

A la suite des travaux d'Oaxaca dans les années 1970, L. Donzé (2000) et Lachaud (2000 et 2007), le modèle utilisé pour capter l'effet des caractéristiques micro-économiques sur le niveau et l'évolution du niveau de vie entre 1985 et 2001 s'écrit :

$\ln(y) = \beta'x + \omega$ (1), où $\ln(y)$ est le logarithme népérien du ratio du bien-être du ménage, noté y et mesuré par la dépense annuelle moyenne par habitant, rapportée au seuil de pauvreté; x le vecteur des caractéristiques des ménages; β' le vecteur des paramètres (rendements des caractéristiques) et ω le terme d'erreur, avec $E(\omega) = 0$.

Dans ce modèle, les déterminants des niveaux de vie sont analysés en considérant les valeurs des paramètres (signification et signe). Pour les caractéristiques qualitatives comme le sexe du chef de ménage, le coefficient β permet de mesurer le gain relatif ou la perte relative (dans le cas où $\beta < 0$) en termes de ratio de bien-être. Ce gain/perte est équivalent à $e^\beta - 1$.

Le modèle (1) permet d'estimer par ailleurs l'effet des caractéristiques des ménages sur la probabilité d'être pauvre. Cette probabilité est :

$Pr ob [\ln(y) \leq 0] = Pr ob [\beta'x \leq \omega] = F[-\beta'x / \sigma]$ où σ est l'erreur type de la régression.

Le modèle (1) permet aussi de décomposer l'écart moyen du logarithme des ratios de bien-être, observés en 1985 (y_{1985}) et 2001 (y_{2001}), sous la forme suivante :

$$\overline{\ln(y_{2001})} - \overline{\ln(y_{1985})} = \Phi'(\bar{x}_{2001} - \bar{x}_{1985}) + (\beta'_{2001} - \Phi')\bar{x}_{2001} + (\Phi' - \beta'_{1985})\bar{x}_{1985} \quad (2)$$

Où \bar{x}_{2001} et \bar{x}_{1985} représentent les caractéristiques moyennes des ménages en 2001 et 1985, respectivement; et Φ est une structure standardisée des coefficients de régression de 1985 et 2001 : $\Phi = \Omega\beta_{2001} + (I - \Omega)\beta_{1985}$, Ω étant une matrice de pondération et I la matrice identité.

En prenant $\Omega = 0.5I$ (Reimers, 1983), c'est-à-dire en optant pour une structure moyenne des paramètres des modèles ajustés pour 1985 et 2001, et en réaménageant les termes de l'équation (2), on obtient la décomposition suivante:

$$\overline{\ln(y_{2001})} - \overline{\ln(y_{1985})} = [0.5 \times (\beta'_{2001} + \beta'_{1985})(\bar{x}_{2001} - \bar{x}_{1985})] + [0.5 \times (\bar{x}_{2001} + \bar{x}_{1985})(\beta'_{2001} - \beta'_{1985})]$$

Selon cette équation, le pourcentage de différence de dépenses moyennes par tête entre 1985 et 2001 provient de deux sources différentes; à savoir l'impact des différences des caractéristiques moyennes entre les deux années, soit $[0.5 \times (\beta'_{2001} + \beta'_{1985})(\bar{x}_{2001} - \bar{x}_{1985})]$, et l'impact du différentiel des rémunérations de ces mêmes caractéristiques, soit

$$[0.5 \times (\bar{x}_{2001} + \bar{x}_{1985})(\beta'_{2001} - \beta'_{1985})].$$

2. Résultats économétriques

Table 1 : Paramètres de l'ajustement par les moindres carrés des déterminants du log du ratio de bien-être pour 1985 et 2001.

Niveau national

Variables/paramètres	Coefficient 1985		Coefficient 2001	
	Valeur	Signification	Valeur	Signification
Démographie				
Chef de ménage (CM) de sexe masculin	0,043	0,002	0,028	0,021
Taille du ménage	-0,138	0,000	-0,182	0,000
Carré de la taille du ménage	0,005	0,000	0,007	0,000
Nombre des moins de 15 ans	-0,040	0,000	-0,063	0,000
Nombre des 70 ans et plus	0,017	0,262	0,041	0,000
Capital humain				
Nombre des 15 ans et plus, alphabétisés	0,106	0,000	0,067	0,000
CM n'a pas été scolarisé	-0,321	0,000	-0,262	0,000
CM a le niveau du primaire	-0,180	0,000	-0,182	0,000
CM a le niveau du lycée	0,358	0,000	0,119	0,000
CM a le niveau du supérieur	0,500	0,000	0,441	0,000
Emploi				
Nombre des 15 à 59 ans en chômage	-0,129	0,000	-0,078	0,000
Nombre d'infirmes et de malades chroniques	-0,019	0,206	-0,118	0,000
Nombre d'AO (actifs occupés) sans niveau scolaire	0,041	0,000	-0,003	0,461
Nombre d'AO de niveau fondamental 1 ^{er} cycle	-0,046	0,000	-0,031	0,000
Nombre d'AO de niveau scolaire secondaire	0,079	0,000	0,106	0,000
Nombre d'AO de niveau scolaire supérieur	0,188	0,000	0,204	0,000
Urbanisation				
Milieu de résidence urbain	0,126	0,000	0,169	0,000
Environnement régional				
Régions du Sud	-0,055	0,140	-0,172	0,000
Souss-Massa-Darâa	-0,143	0,000	-0,249	0,000
Gharb-Chrarda-Béni Hssen	-0,119	0,000	-0,365	0,000
Chaouia-Ouadigha	-0,129	0,000	-0,276	0,000
Marrakech-Tensift-Al Haouz	-0,153	0,000	-0,390	0,000
Oriental	-0,045	0,045	-0,384	0,000
Rabat-Salé-Azemmour-Zaër	0,042	0,040	-0,188	0,000
Doukkala-Abada	-0,117	0,000	-0,242	0,000
Tadla-Azilal	-0,105	0,000	-0,230	0,000
Meknès-Tafilalet	-0,159	0,000	-0,480	0,000
Fès-Boulemane	-0,119	0,000	-0,354	0,000
Taza-Al Hoceima-Taounate	0,018	0,471	-0,097	0,000
Tanger Tétouan	-0,125	0,000	-0,153	0,000
Constante				
<i>R2 ajusté</i>	0,387		0,490	
<i>F</i>	299,7		455,5	
<i>Nombre d'observations (ménages échantillons)</i>	14181,0		14242,0	

Note : Les variables omises sont 'sexe féminin du chef de ménage' pour 'sexe masculin du chef de ménage', 'chef de ménage de niveau d'études de l'enseignement fondamental 1^{er} cycle' pour le niveau scolaire du chef de ménage, et région du Grand Casablanca pour la variable 'région'.

Abstraction faite de la variable 'résidence en milieu urbain' qui n'a de sens qu'au niveau du modèle national, les mêmes variables omises s'appliquent aux modèles urbain et rural pour 1985 et 2001, présentés ci-après.

Table 2 : Décomposition du différentiel du log du ratio du bien-être des ménages, 1985-2001.

Variables/paramètres	Moyenne 1985	Moyenne 2001	Dotation -Caractéristiques		Fonction-rendement		Ecart brut 2001-1985
			Valeur	%	Valeur	%	
Démographie			0,0211	0,1507	- 0,2110	- 21,5322	- 0,1899
CM de sexe masculin	0,828	0,826	- 0,0001	- 0,0005	- 0,0119	- 1,2120	- 0,0119
Taille du ménage	5,934	5,889	0,0072	0,0514	- 0,2586	- 26,3883	- 0,2514
Carré de la taille du ménage	46,922	42,386	- 0,0262	- 0,1874	0,1057	10,7868	0,0795
Nombre des moins de 15 ans	2,597	1,863	0,0379	0,2712	- 0,0506	- 5,1617	- 0,0127
Nombre des 70 ans et plus	0,140	0,217	0,0022	0,0159	0,0043	0,4431	0,0066
Capital humain			0,1108	0,7925	- 0,0285	- 2,9107	0,0823
Nombre des 15 ans et plus, alphabétisés	1,110	1,929	0,0710	0,5078	- 0,0586	- 5,9771	0,0124
CM n'a pas été scolarisé	0,803	0,661	0,0416	0,2972	0,0431	4,4021	0,0847
CM a le niveau du primaire	0,089	0,169	- 0,0147	- 0,1049	- 0,0003	- 0,0278	- 0,0149
CM a le niveau du lycée	0,035	0,057	0,0054	0,0385	- 0,0110	- 1,1214	- 0,0056
CM a le niveau du supérieur	0,023	0,039	0,0075	0,0538	- 0,0018	- 0,1865	0,0057
Emploi			- 0,0132	- 0,0944	- 0,0422	- 4,3069	- 0,0554
Nombre des 15 à 59 ans en chômage	0,184	0,322	- 0,0143	- 0,0944	0,0129	1,3190	- 0,0014
Nombre d'infirmes et de malades chroniques	0,138	0,118	0,0013	0,0095	- 0,0127	- 1,2911	- 0,0113
Nombre d'AO (actifs occupés) sans niveau scolaire	1,313	1,031	- 0,0053	- 0,0379	- 0,0522	- 5,3255	- 0,0575
Nombre d'AO de niveau fondamental 1 ^{er} cycle	0,255	0,506	- 0,0096	- 0,0690	0,0056	0,5726	- 0,0040
Nombre d'AO de niveau scolaire secondaire	0,089	0,136	0,0044	0,0313	0,0031	0,3140	0,0075
Nombre d'AO de niveau scolaire supérieur	0,038	0,091	0,0103	0,0738	0,0010	0,1041	0,0113
Urbanisation			0,0211	0,1511	0,0233	2,3729	0,0444
Milieu de résidence urbain	0,473	0,616	0,0211	0,1511	0,0233	2,3729	0,0444
Environnement régional			0,0000	0,0001	- 0,1620	- 16,5268	- 0,1619
Régions du Sud	0,019	0,025	- 0,0007	- 0,0048	- 0,0026	- 0,2629	- 0,0033
Souss-Massa-Darâa	0,093	0,103	- 0,0020	- 0,0141	- 0,0104	- 1,0616	- 0,0124
Gharb-Chrarda-Béni Hssen	0,057	0,057	0,0001	0,0008	- 0,0141	- 1,4410	- 0,0140
Chaouia-Ouardigha	0,061	0,052	0,0017	0,0125	- 0,0083	- 0,8450	- 0,0065
Marrakech-Tensift-Al Haouz	0,107	0,102	0,0015	0,0107	- 0,0247	- 2,5203	- 0,0232
Oriental	0,070	0,066	0,0007	0,0049	- 0,0231	- 2,3584	- 0,0224
Rabat-Salé-Zemmour-Zaër	0,075	0,085	- 0,0007	- 0,0051	- 0,0185	- 1,8852	- 0,0192
Doukkala-Abada	0,075	0,062	0,0023	0,0165	- 0,0086	- 0,8773	- 0,0063
Tadla-Azilal	0,046	0,047	- 0,0002	- 0,0013	- 0,0058	- 0,5949	- 0,0060
Meknès-Tafilalet	0,075	0,075	- 0,0003	- 0,0021	- 0,0240	- 2,4538	- 0,0243
Fès-Boulemane	0,048	0,058	- 0,0022	- 0,0157	- 0,0124	- 1,2693	- 0,0146
Taza-Al Hoceima-Taounate	0,067	0,056	0,0004	0,0029	- 0,0071	- 0,7201	- 0,0066
Tanger Tétouan	0,082	0,087	- 0,0007	- 0,0050	- 0,0023	- 0,2370	- 0,0030
Constante	-	-	-	-	0,4303	43,9077	0,4303
Total			0,1398	1,0000	0,0098	1,0000	0,1496

Table 3 : Paramètres de l'ajustement par les moindres carrés des déterminants du log du ratio de bien-être, 1985 et 2001.

Milieu urbain

	Urbain 1985		Urbain 2001	
	Coefficient	Signification	Coefficient	signification
Démographie				
CM de sexe masculin	0,047	0,012	0,027	0,087
Taille du ménage	-0,193	0,000	-0,221	0,000
Carré de la taille du ménage	0,007	0,000	0,009	0,000
Nombre des moins de 15 ans	-0,033	0,000	-0,057	0,000
Nombre des 70 ans et plus	0,053	0,023	0,040	0,003
Capital humain				
Nombre des 15 ans et plus, alphabétisés	0,121	0,000	0,072	0,000
CM n'a pas été scolarisé	-0,292	0,000	-0,209	0,000
CM a le niveau du primaire	-0,129	0,000	-0,143	0,000
CM a le niveau du lycée	0,311	0,000	0,114	0,000
CM a le niveau du supérieur	0,451	0,000	0,424	0,000
Emploi				
Nombre des 15 à 59 ans en chômage	-0,135	0,000	-0,075	0,000
Nombre d'infirmes et de malades chroniques	-0,041	0,073	-0,116	0,000
Nombre d'AO (actifs occupés) sans niveau scolaire	-0,016	0,140	-0,060	0,000
Nombre d'AO de niveau fondamental 1 ^{er} cycle	-0,102	0,000	-0,074	0,000
Nombre d'AO de niveau scolaire secondaire	0,051	0,018	0,112	0,000
Nombre d'AO de niveau scolaire supérieur	0,185	0,000	0,201	0,000
Environnement régional				
Régions du Sud	0,086	0,070	-0,144	0,000
Souss-Massa-Darâa	0,012	0,727	-0,158	0,000
Gharb-Chrarda-Béni Hssen	-0,115	0,000	-0,380	0,000
Chaouia-Ouardigha	-0,203	0,000	-0,285	0,000
Marrakech-Tensift-Al Haouz	-0,107	0,000	-0,390	0,000
Oriental	0,007	0,811	-0,364	0,000
Rabat-Salé-Zemmour-Zaër	0,075	0,001	-0,181	0,000
Doukkala-Abada	-0,192	0,000	-0,236	0,000
Tadla-Azilal	-0,197	0,000	-0,275	0,000
Meknès-Tafilalet	-0,284	0,000	-0,419	0,000
Fès-Boulemane	-0,147	0,000	-0,362	0,000
Taza-Al Hoceima-Taounate	-0,064	0,187	-0,117	0,001
Tanger Tétouan	-0,114	0,000	-0,136	0,000
Constante	1,783	0,000	2,188	0,000
R2 =	0,407		0,468	
F	186,4		239,8	
Nombre d'Observations	7828		7864	

Table 4 : Paramètres de la décomposition du différentiel du log du ratio de bien-être, 1985 et 2001.
Milieu urbain

	Urbain		Dotation		Rendement		Ecart global
	Moyenne 1985	Moyenne 2001	Valeur	Poids	Valeur	Poids	
Démographie			-0,012	-0,178	-0,164	-4,430	-0,176
CM de sexe masculin	0,791	0,793	0,000	0,001	-0,016	-0,425	-0,016
Taille du ménage	5,427	5,556	-0,027	-0,394	-0,152	-4,108	-0,179
Carré de la taille du ménage	39,114	37,149	-0,016	-0,234	0,050	1,354	0,034
Nombre des moins de 15 ans	2,127	1,546	0,026	0,385	-0,044	-1,199	-0,018
Nombre des 70 ans et plus	0,101	0,195	0,004	0,064	-0,002	-0,053	0,002
Capital humain			0,096	1,414	-0,073	-1,972	0,023
Nombre des 15 ans et plus, alphabétisés	1,762	2,470	0,068	1,003	-0,105	-2,830	-0,036
CM n'a pas été scolarisé	0,665	0,551	0,028	0,417	0,050	1,362	0,079
CM a le niveau du primaire	0,128	0,202	-0,010	-0,149	-0,002	-0,058	-0,012
CM a le niveau du lycée	0,067	0,086	0,004	0,061	-0,015	-0,408	-0,011
CM a le niveau du supérieur	0,046	0,059	0,006	0,081	-0,001	-0,039	0,004
Emploi			-0,012	-0,174	0,011	0,292	-0,001
Nombre des 15 à 59 ans en chômage	0,254	0,450	-0,021	-0,303	0,021	0,575	0,001
Nombre d'infirmes et de malades chroniques	0,106	0,121	-0,001	-0,018	-0,008	-0,229	-0,010
Nombre d'AO (actifs occupés) sans niveau scolaire	0,691	0,467	0,008	0,124	-0,025	-0,689	-0,017
Nombre d'AO de niveau fondamental 1 ^{er} cycle	0,317	0,464	-0,013	-0,189	0,011	0,298	-0,002
Nombre d'AO de niveau scolaire secondaire	0,158	0,194	0,003	0,043	0,011	0,292	0,014
Nombre d'AO de niveau scolaire supérieur	0,076	0,136	0,011	0,169	0,002	0,045	0,013
Environnement régional			-0,004	-0,061	-0,143	-3,852	-0,147
Régions du Sud	0,022	0,033	0,000	-0,005	-0,006	-0,170	-0,007
Souss-Massa-Darâa	0,046	0,077	-0,002	-0,034	-0,010	-0,282	-0,013
Gharb-Chrarda-Béni Hssen	0,046	0,046	0,000	-0,001	-0,012	-0,329	-0,012
Chaouia-Ouardigha	0,054	0,041	0,003	0,044	-0,004	-0,106	-0,001
Marrakech-Tensift-Al Haouz	0,070	0,073	-0,001	-0,012	-0,020	-0,549	-0,021
Oriental	0,067	0,071	-0,001	-0,009	-0,026	-0,692	-0,026
Rabat-Salé-Zemmour-Zaër	0,120	0,120	0,000	0,000	-0,031	-0,831	-0,031
Doukkala-Abada	0,048	0,044	0,001	0,012	-0,002	-0,054	-0,001
Tadla-Azilal	0,033	0,034	0,000	-0,002	-0,003	-0,071	-0,003
Meknès-Tafilalet	0,073	0,075	-0,001	-0,013	-0,010	-0,270	-0,011
Fès-Boulemane	0,067	0,075	-0,002	-0,031	-0,015	-0,411	-0,017
Taza-Al Hoceima-Taounate	0,020	0,026	-0,001	-0,009	-0,001	-0,033	-0,002
Tanger Tétouan	0,090	0,091	0,000	-0,003	-0,002	-0,055	-0,002
Constante		-	-	-	0,405	10,950	0,405
Total			0,068	1,000	0,037	1,000	0,105

Table 5 : Paramètres de l'ajustement par les MCO du log du ratio de bien-être, 1985 et 2001.

Milieu rural				
Caractéristique	Rural 85		Rural 2001	
	Coefficient	signification	Coefficient	signification
Démographie				
CM de sexe masculin	0,067	0,002	0,065	0,001
Taille du ménage	-0,105	0,000	-0,145	0,000
Carré de la taille du ménage	0,003	0,000	0,005	0,000
Nombre des moins de 15 ans	-0,047	0,000	-0,067	0,000
Nombre des 70 ans et plus	-0,013	0,479	0,043	0,000
Capital humain				
Nombre des 15 ans et plus, alphabétisés	0,083	0,000	0,082	0,000
CM n'a pas été scolarisé	-0,135	0,079	-0,231	0,000
CM a le niveau du primaire	-0,174	0,034	-0,193	0,000
CM a le niveau du lycée	0,579	0,000	0,118	0,124
CM a le niveau du supérieur	0,796	0,001	0,605	0,000
Emploi				
Nombre des 15 à 59 ans en chômage	-0,108	0,000	-0,078	0,000
Nombre d'infirmes et de malades chroniques	0,000	0,982	-0,111	0,000
Nombre d'AO (actifs occupés) sans niveau scolaire	0,043	0,000	-0,001	0,817
Nombre d'AO de niveau fondamental 1 ^{er} cycle	0,069	0,000	-0,012	0,188
Nombre d'AO de niveau scolaire secondaire	0,207	0,000	0,042	0,169
Nombre d'AO de niveau scolaire supérieur	0,207	0,069	0,151	0,002
Environnement régional				
Régions du Sud	-0,305	0,000	-0,384	0,000
Souss-Massa-Darâa	-0,240	0,000	-0,430	0,000
Gharb-Chrarda-Béni Hssen	-0,170	0,003	-0,492	0,000
Chaouia-Ouarghga	-0,127	0,028	-0,408	0,000
Marrakech-Tensift-Al Haouz	-0,218	0,000	-0,509	0,000
Oriental	-0,149	0,009	-0,527	0,000
Rabat-Salé-Zemmour-Zaër	-0,117	0,058	-0,291	0,000
Doukkala-Abada	-0,099	0,077	-0,379	0,000
Tadla-Azilal	-0,094	0,105	-0,334	0,000
Meknès-Tafilalet	-0,067	0,240	-0,688	0,000
Fès-Boulemane	-0,089	0,158	-0,401	0,000
Taza-Al Hoceima-Taounate	0,001	0,991	-0,228	0,000
Tanger Tétouan	-0,186	0,001	-0,288	0,000
Constante	1,159	0,000	1,789	0,000
R2 =	0,273		0,340	
F	68,9		114,4	
Nombre d'Observations	6352		6377	

Table 6 : Paramètres de la décomposition du différentiel du log du ratio de bien-être, 1985 et 2001.

Milieu rural							
Caractéristique	Moyenne 1985	Moyenne 2001	Dotation		Rendement		Ecart Global
			Valeur	Poids	Valeur	Poids	
Démographie			0,021	0,297	-0,190	3,590	-0,169
CM de sexe masculin	0,862	0,879	0,001	0,016	-0,002	0,046	-0,001
Taille du ménage	6,389	6,423	-0,004	-0,059	-0,255	4,812	-0,259
Carré de la taille du ménage	53,928	50,785	-0,014	-0,193	0,109	-2,065	0,096
Nombre des moins de 15 ans	3,018	2,370	0,037	0,516	-0,054	1,023	-0,018
Nombre des 70 ans et plus	0,174	0,251	0,001	0,016	0,012	-0,226	0,013
Capital humain			0,054	0,766	-0,091	1,713	-0,036
Nombre des 15 ans et plus, alphabétisés	0,525	1,062	0,044	0,625	0,000	0,009	0,044
CM n'a pas été scolarisé	0,927	0,836	0,017	0,236	-0,084	1,590	-0,067
CM a le niveau du primaire	0,053	0,117	-0,012	-0,163	-0,002	0,031	-0,013
CM a le niveau du lycée	0,006	0,010	0,002	0,022	-0,004	0,070	-0,002
CM a le niveau du supérieur	0,001	0,006	0,003	0,045	-0,001	0,013	0,002
Emploi			0,020	0,284	-0,134	2,537	-0,114
Nombre des 15 à 59 ans en chômage	0,121	0,116	0,000	0,007	0,004	-0,067	0,004
Nombre d'infirmes et de malades chroniques	0,166	0,114	0,003	0,041	-0,016	0,294	-0,013
Nombre d'AO (actifs occupés) sans niveau scolaire	1,871	1,936	0,001	0,019	-0,085	1,598	-0,083
Nombre d'AO de niveau fondamental 1 ^{er} cycle	0,200	0,574	0,011	0,152	-0,031	0,594	-0,021
Nombre d'AO de niveau scolaire secondaire	0,026	0,042	0,002	0,029	-0,006	0,107	-0,004
Nombre d'AO de niveau scolaire supérieur	0,003	0,018	0,003	0,037	-0,001	0,011	0,002
Environnement régional			-0,025	-0,348	-0,268	5,054	-0,293
Régions du Sud	0,000	0,013	-0,004	-0,061	0,000	0,009	-0,005
Souss-Massa-Darâa	0,017	0,145	-0,043	-0,606	-0,015	0,290	-0,058
Gharb-Chrarda-Béni Hssen	0,136	0,074	0,020	0,287	-0,034	0,638	-0,013
Chaouia-Ouardigha	0,068	0,069	0,000	-0,005	-0,019	0,363	-0,020
Marrakech-Tensift-Al Haouz	0,067	0,147	-0,029	-0,409	-0,031	0,587	-0,060
Oriental	0,140	0,060	0,027	0,384	-0,038	0,715	-0,011
Rabat-Salé-Zemmour-Zaër	0,072	0,030	0,009	0,121	-0,009	0,165	0,000
Doukkala-Abada	0,035	0,091	-0,013	-0,189	-0,018	0,333	-0,031
Tadla-Azilal	0,099	0,069	0,006	0,091	-0,020	0,380	-0,014
Meknès-Tafilalet	0,058	0,076	-0,007	-0,097	-0,042	0,785	-0,048
Fès-Boulemane	0,076	0,030	0,011	0,160	-0,017	0,313	-0,005
Taza-Al Hoceima-Taounate	0,032	0,105	-0,008	-0,117	-0,016	0,295	-0,024
Tanger Tétouan	0,109	0,081	0,007	0,092	-0,010	0,182	-0,003
Constante	0,076		-	-	0,630	-	0,630
Total			0,071	1,000	-0,053	11,893	0,018

Table 7 : Paramètres de l'ajustement par les MCO du log du ratio de bien-être, 2007

	National		Urbain		Rural	
	Coefficient	Signification	Coefficient	Signification	Coefficient	Signification
Démographie						
CM de sexe masculin	0,057	0.003	0,062	0.008	0,087	0.007
Taille du ménage	-0,275	0.000	-0,342	0.000	-0,207	0.000
Carré de la taille du ménage	0,012	0.000	0,015	0.000	0,009	0.000
Nombre des moins de 15 ans	-0,031	0.001	0,002	0.876	-0,063	0.000
Nombre des 70 ans et plus	0,070	0.000	0,099	0.000	0,033	0.098
Capital humain						
Nombre des 15 ans et plus alphabétisés	0,087	0.000	0,117	0.000	0,055	0.000
CM n'a pas été scolarisé	-0,118	0.000	-0,083	0.004	-0,061	0.068
CM a le niveau du primaire	-0,056	0.015	-0,050	0.082	-0,020	0.590
CM a le niveau du lycée	0,210	0.000	0,185	0.000	0,141	0.116
CM a le niveau du supérieur	0,537	0.000	0,517	0.000	0,336	0.013
Emploi						
Nombre des 15 à 59 ans en chômage	-0,081	0.000	-0,079	0.000	-0,089	0.000
Nombre d'infirmes et de malades chroniques	-0,052	0.005	-0,051	0.037	-0,054	0.055
Nombre d'AO sans niveau scolaire	0,015	0.108	-0,043	0.021	0,001	0.905
Nombre d'AO de niveau primaire	-0,014	0.169	-0,060	0.000	0,011	0.422
Nombre d'AO de niveau secondaire	0,088	0.000	0,066	0.004	0,186	0.000
Nombre d'AO de niveau supérieur	0,261	0.000	0,252	0.000	0,230	0.001
Urbanisation						
Milieu de résidence urbain	0,102	0.000	-	-	-	-
Environnement régional						
Régions du sud	0,057	0.180	0,045	0.342	0,056	0.589
Souss-Massa-Darâa	-0,105	0.000	-0,027	0.458	-0,245	0.000
Gharb-Chrarda-Béni Hssen	-0,209	0.000	-0,183	0.000	-0,339	0.000
Chaouia-Ouardigha	0,027	0.410	-0,058	0.178	0,005	0.945
Marrakech-Tensift-Al Haouz	-0,057	0.042	0,070	0.054	-0,249	0.000
Oriental	-0,043	0.164	-0,068	0.059	-0,097	0.171
Rabat-Salé-Zemmour-Zaër	-0,051	0.064	-0,012	0.696	-0,310	0.000
Doukkala-Abda	-0,182	0.000	-0,173	0.000	-0,293	0.000
Tadla-Azilal	-0,052	0.137	-0,104	0.035	-0,114	0.095
Meknès-Tafilalet	-0,218	0.000	-0,234	0.000	-0,254	0.000
Fès-Boulmane	-0,055	0.090	-0,056	0.125	-0,065	0.402
Taza-Al Hoceima-Taounate	-0,060	0.077	-0,179	0.001	-0,108	0.095
Tanger-Tétouan	0,074	0.010	0,126	0.000	-0,096	0.154
Constante	1,807	0.000	2,042	0.000	1,673	0.000
R2	0,433		0,446		0,308	
F	178,67		117,66		42,41	
Nombre d'observation	7062		4266		2796	

Table 8 : Décomposition du différentiel du log du ration du bien-être des ménages, 2001-2007. (Niveau National)

	Moyenne 2001	Moyenne 2007	Dotation- Caractéristiques		Fonction-Rendement		Ecart-brut 2007-2001
			Valeur	%	Valeur	%	
Démographie	-	-	0,1074	0,5963	-0,1966	-2,0224	-0,0892
CM de sexe masculin	0,83	0,825	-0,0002	-0,0011	0,0309	0,3182	0,0307
Taille du ménage	5,997	5,145	0,2006	1,1142	-0,4367	-4,4924	-0,2361
Carré de la taille du ménage	44,108	32,388	-0,1089	-0,6048	0,1716	1,765	0,0627
Nombre des moins de 15 ans	1,889	1,468	0,0169	0,0937	0,032	0,3296	0,0489
Nombre des 70 ans et plus	0,238	0,221	-0,001	-0,0056	0,0056	0,0571	0,0046
Capital humain	-	-	0,0516	0,2864	0,13	1,3369	0,1816
Nombre des 15 ans et plus alphabétisés	1,975	2,053	0,0066	0,0364	0,0094	0,0967	0,016
CM n'a pas été scolarisé	0,696	0,51	0,0356	0,1977	0,0888	0,9131	0,1244
CM a le niveau du primaire	0,157	0,197	-0,0048	-0,0265	0,0222	0,2283	0,0174
CM a le niveau du lycée	0,049	0,074	0,0042	0,0232	0,0055	0,0563	0,0097
CM a le niveau du supérieur	0,032	0,053	0,01	0,0556	0,0041	0,0425	0,0141
Emploi	-	-	0,0086	0,0476	0,0209	0,2152	0,0295
Nombre des 15 à 59 ans en chômage	0,314	0,268	0,0035	0,0196	-0,0017	-0,0173	0,0018
Nombre d'infirmes et de malades chroniques	0,125	0,12	0,0004	0,0022	0,0069	0,071	0,0073
Nombre d'AO sans niveau scolaire	1,145	0,767	-0,0044	-0,0242	0,0063	0,0645	0,0019
Nombre d'AO de niveau primaire	0,523	0,496	0,0005	0,0028	0,0057	0,0582	0,0062
Nombre d'AO de niveau secondaire	0,126	0,138	0,0012	0,0067	-0,0022	-0,0223	-0,001
Nombre d'AO de niveau supérieur	0,081	0,113	0,0073	0,0404	0,0059	0,0611	0,0132
Urbanisation	-	-	0,007	0,0391	-0,0394	-0,4052	-0,0324
Milieu de résidence urbain	0,552	0,604	0,007	0,0391	-0,0394	-0,4052	-0,0324
Environnement régional			0,0055	0,0306	0,1823	1,8756	0,1878
Régions du sud	0,021	0,027	-0,0004	-0,0021	0,0055	0,0561	0,0051
Souss-Massa-Darâa	0,099	0,096	0,0005	0,0025	0,0138	0,1417	0,0143
Gharb-Chrarda-Béni Hssen	0,06	0,058	0,0005	0,0027	0,0093	0,0953	0,0098
Chaouia-Ouardigha	0,058	0,054	0,0005	0,0025	0,0168	0,1732	0,0173
Marrakech-Tensift-Al Haouz	0,106	0,098	0,0018	0,0101	0,0337	0,3464	0,0355
Oriental	0,068	0,066	0,0005	0,0028	0,0222	0,2281	0,0227
Rabat-Salé-Zemmour-Zaër	0,079	0,089	-0,0011	-0,0062	0,0115	0,1184	0,0104
Doukkala-Abda	0,07	0,064	0,0014	0,0075	0,004	0,0409	0,0054
Tadla-Azilal	0,05	0,047	0,0004	0,002	0,0087	0,0895	0,0091
Meknès-Tafilalt	0,076	0,073	0,001	0,0055	0,0188	0,1931	0,0198
Fès-Boulmane	0,055	0,056	-0,0002	-0,0008	0,0164	0,1685	0,0162
Taza-Al Hoceima-Taounate	0,063	0,054	0,0007	0,0037	0,0018	0,0187	0,0025
Tanger-Tétouan	0,084	0,082	0,0001	0,0004	0,02	0,2056	0,0201
Total	-	-	0,1801	1	0,0972	1	0,2773

Table 9 : Décomposition du différentiel du log du ratio du bien-être des ménages, 2001-2007. (Milieu Urbain)

	Moyenne 2001	Moyenne 2007	Dotation- Caractéristiques		Fonction- Rendement		Ecart-brut 2007-2001
			Valeur	%	Valeur	%	
Démographie	-	-	0,1138	0,6638	-0,2599	-2,6728	-0,1461
CM de sexe masculin	0,79	0,8	0,0004	0,0022	0,0355	0,3652	0,0359
Taille du ménage	5,609	4,82	0,2277	1,3282	-0,5554	-5,7122	-0,3277
Carré de la taille du ménage	37,87	27,76	-0,1183	-0,6904	0,186	1,9132	0,0677
Nombre des moins de 15 ans	1,516	1,248	0,0056	0,0324	0,0634	0,652	0,069
Nombre des 70 ans et plus	0,213	0,192	-0,0015	-0,0087	0,0106	0,109	0,0091
Capital humain	-	-	0,0221	0,1292	0,1736	1,7852	0,1957
Nombre des 15 ans et plus alphabétisés	2,585	2,417	-0,017	-0,0989	0,0777	0,7987	0,0607
CM n'a pas été scolarisé	0,573	0,414	0,0237	0,1381	0,0644	0,6623	0,0881
CM a le niveau du primaire	0,196	0,215	-0,0018	-0,0102	0,0187	0,1923	0,0169
CM a le niveau du lycée	0,08	0,109	0,0043	0,025	0,0065	0,0673	0,0108
CM a le niveau du supérieur	0,054	0,081	0,0129	0,0753	0,0063	0,0647	0,0192
Emploi	-	-	0,0311	0,1816	0,0079	0,0815	0,039
Nombre des 15 à 59 ans en chômage	0,468	0,359	0,0083	0,0484	-0,0025	-0,0258	0,0058
Nombre d'infirmes et de malades chroniques	0,13	0,114	0,0012	0,0073	0,007	0,0717	0,0082
Nombre d'AO sans niveau scolaire	0,473	0,321	0,0067	0,039	0,0008	0,0078	0,0075
Nombre d'AO de niveau primaire	0,472	0,373	0,0063	0,0367	0,0033	0,0337	0,0096
Nombre d'AO de niveau secondaire	0,192	0,193	0,0001	0,0006	-0,0088	-0,0905	-0,0087
Nombre d'AO de niveau supérieur	0,133	0,171	0,0085	0,0497	0,0082	0,0846	0,0167
Environnement régional	-	-	0,0043	0,0253	0,1756	1,8061	0,1799
Régions du sud	0,028	0,037	-0,0004	-0,0024	0,0062	0,0636	0,0058
Souss-Massa-Darâa	0,069	0,071	-0,0002	-0,0011	0,0092	0,095	0,009
Gharb-Chrarda-Béni Hssen	0,048	0,046	0,0006	0,0037	0,0092	0,095	0,0098
Chaouia-Ouadigha	0,046	0,044	0,0002	0,0012	0,01	0,1027	0,0102
Marrakech-Tensift-Al Haouz	0,075	0,07	0,0008	0,0049	0,033	0,3392	0,0338
Oriental	0,075	0,073	0,0004	0,0023	0,0213	0,2187	0,0217
Rabat-Salé-Zemmour-Zaër	0,115	0,121	-0,0006	-0,0037	0,0203	0,2086	0,0197
Doukkala-Abda	0,05	0,044	0,0013	0,0074	0,0027	0,0282	0,004
Tadla-Azilal	0,036	0,033	0,0004	0,0026	0,006	0,0622	0,0064
Meknès-Tafïlalt	0,078	0,076	0,0008	0,0047	0,0139	0,1431	0,0147
Fès-Boulmane	0,072	0,07	0,0005	0,003	0,0216	0,2225	0,0221
Taza-Al Hoceïma-Taounate	0,028	0,025	0,0004	0,0026	-0,0017	-0,0172	-0,0013
Tanger-Tétouan	0,09	0,086	0	0,0002	0,0238	0,2446	0,0238
Total	-	-	0,1714	1	0,0972	1	0,2686

Table 10 : Décomposition du différentiel du log du ratio de bien-être des ménages, 2001-2007. (Milieu rural)

	Moyenne 2001	Moyenne 2007	Dotation- Caractéristiques		Fonction- Rendement		Ecart-brut 2007-2001
			Valeur	%	Valeur	%	
Démographie	-	-	0,0927	0,6541	-0,1203	-0,5189	-0,0276
CM de sexe masculin	0,879	0,863	-0,0011	-0,0077	0,0292	0,1258	0,0281
Taille du ménage	6,475	5,641	0,1518	1,071	-0,2977	-1,2845	-0,1459
Carré de la taille du ménage	51,801	39,449	-0,0904	-0,6377	0,1643	0,7089	0,0739
Nombre des moins de 15 ans	2,348	1,803	0,0326	0,2299	-0,0127	-0,055	0,0199
Nombre des 70 ans et plus	0,27	0,265	-0,0002	-0,0013	-0,0033	-0,0141	-0,0035
Capital humain	-	-	0,0453	0,3196	0,1216	0,5245	0,1669
Nombre des 15 ans et plus alphabétisés	1,224	1,497	0,0196	0,1382	-0,0458	-0,1974	-0,0262
CM n'a pas été scolarisé	0,848	0,658	0,0296	0,2085	0,1434	0,6186	0,173
CM a le niveau du primaire	0,108	0,171	-0,0069	-0,0486	0,0252	0,1087	0,0183
CM a le niveau du lycée	0,01	0,021	0,0014	0,0099	0,0004	0,0018	0,0018
CM a le niveau du supérieur	0,005	0,009	0,0016	0,0115	-0,0017	-0,0072	-1E-04
Emploi	-	-	-0,0008	-0,0059	0,0059	0,0256	0,0051
Nombre des 15 à 59 ans en chômage	0,123	0,131	-0,0006	-0,0042	-0,0028	-0,0119	-0,0034
Nombre d'infirmes et de malades chroniques	0,118	0,128	-0,0008	-0,0054	0,0059	0,0253	0,0051
Nombre d'AO sans niveau scolaire	1,974	1,448	-0,0026	-0,0183	-0,0122	-0,0525	-0,0148
Nombre d'AO de niveau primaire	0,585	0,684	0,0005	0,0038	0,0067	0,0291	0,0072
Nombre d'AO de niveau secondaire	0,043	0,054	0,0012	0,0086	0,0069	0,0296	0,0081
Nombre d'AO de niveau supérieur	0,018	0,025	0,0013	0,0095	0,0014	0,0061	0,0027
Environnement régional	-	-	0,0046	0,0322	0,2246	0,9688	0,2292
Régions du sud	0,011	0,013	-0,0003	-0,0024	0,0052	0,0226	0,0049
Souss-Massa-Darâa	0,135	0,134	0,0003	0,0023	0,0248	0,1072	0,0251
Gharb-Chrarda-Béni Hssen	0,075	0,077	-0,0011	-0,0077	0,0118	0,0508	0,0107
Chaouia-Ouardigha	0,073	0,069	0,0008	0,0056	0,0293	0,1265	0,0301
Marrakech-Tensift-Al Haouz	0,145	0,141	0,0013	0,0092	0,0369	0,1591	0,0382
Oriental	0,061	0,056	0,0016	0,0112	0,0243	0,1048	0,0259
Rabat-Salé-Zemmour-Zaër	0,035	0,039	-0,001	-0,0071	-0,0007	-0,0032	-0,0017
Doukkala-Abda	0,095	0,094	0,0003	0,0018	0,0085	0,0365	0,0088
Tadla-Azilal	0,067	0,069	-0,0003	-0,0022	0,0151	0,0651	0,0148
Meknès-Tafilalt	0,073	0,069	0,002	0,0138	0,0295	0,1275	0,0315
Fès-Boulmane	0,034	0,034	-0,0001	-0,001	0,0114	0,049	0,0113
Taza-Al Hoceima-Taounate	0,106	0,099	0,0012	0,0087	0,0117	0,0506	0,0129
Tanger-Tétouan	0,076	0,076	0	0	0,0168	0,0724	0,0168
Total	-	-	0,1418	1	0,2318	1	0,3736

Annexe 4 Econométrie des données de panel

Les données de panel possèdent deux dimensions : une pour les unités d'observation (les communes) et une pour le temps. Il est souvent intéressant d'identifier l'effet associé à chaque commune, un effet qui ne varie pas dans le temps, mais qui varie d'une commune à l'autre. Cet effet peut être fixe ou aléatoire. En plus de la question des effets communautaires, la question de la corrélation et de l'hétéroscédasticité dans le cadre des données de panels est importante et devrait être dressée.

Modèles et méthodes :

Différents modèles ont été proposés. On considère, pour fixer les idées, l'équation économétrique suivante : $Y = a + b \cdot X + c \cdot Z + \varepsilon$ (1)

Y : variable endogène ; X et Z : des variables explicatives ; a, b et c : des paramètres ; et ε : l'aléa

La relation (1) s'écrit encore, pour l'observation it : $Y_{it} = a + b \cdot X_{it} + c \cdot Z_{it} + \varepsilon_{it}$ (2)

La modélisation particulière porte uniquement sur la spécification des aléas ε_{it} , ayant la forme suivante : $\varepsilon_{it} = u_i + v_t + w_{it}$ (3)

où u_i désigne un terme, constant au cours du temps, ne dépendant que de l'individu i, v_t un terme ne dépendant que de la période t, et w_{it} un terme aléatoire croisé.

Modèle à effets fixes

Les données que nous utilisons en panel présentent une double dimension : individuelle et temporelle. Chacune de ces dimensions peut être le lieu d'une hétérogénéité non observée, non observable ou non modélisée. Un individu peut présenter des caractéristiques particulières, une année peut être par exemple, le théâtre d'une conjoncture particulière.

Le modèle à effets fixes constitue la façon la plus simple de prendre en compte cette hétérogénéité sous la forme d'un facteur constant, propre à l'individu ou/et propre à la période.

On distingue entre le modèle à effets fixes individuels, le modèle à effets fixes temporels et le modèle à effets fixes individuels et temporels.

Dans le premier modèle, l'hétérogénéité des comportements est supposée se situer uniquement dans la dimension individuelle. L'estimation s'opère par les mco, après

ajout aux explicatives des indicatrices, ou dummy variables, associées aux individus i (moins un individu pour ne pas créer de colinéarité avec la constante).

Dans le deuxième modèle, l'hétérogénéité des comportements est supposée se situer uniquement dans la dimension temporelle. L'estimation s'opère par les mco, après ajout aux explicatives des indicatrices, ou dummy variables, associées aux périodes t (moins une période pour ne pas créer de colinéarité avec la constante).

Dans le troisième modèle, l'hétérogénéité des comportements est supposée se situer à la fois dans les dimensions individuelles et temporelles. L'estimation s'opère par les mco, après ajout aux explicatives des indicatrices, ou dummy variables, associées aux individus et aux périodes t (moins un individu et une période pour ne pas créer de colinéarité avec la constante).

Modèle à effets aléatoires ou modèle à erreurs composées

Ce modèle, appelé également modèle à erreurs composées, suppose que les u_i et v_t sont véritablement aléatoires. La spécification de base suppose :

- les u_i , v_t et w_{it} centrés
- les u_i , v_t et w_{it} homoscedastiques et d'écart types respectifs σ_u , σ_v et σ_w
- les u_i , v_t et w_{it} non corrélés et indépendants les uns aux autres.

L'idée de cette modélisation est que les trois effets ne s'exercent plus sur la constante du modèle (1), mais véritablement sur la perturbation aléatoire ε . La méthode vise ensuite à préciser ces effets pour en tenir compte pour affiner l'estimation. Sous les hypothèses indiquées, la variance de l'aléa ε est :

$$\text{Var}(\varepsilon) = \sigma_u^2 + \sigma_v^2 + \sigma_w^2 \quad (4)$$

L'estimation du modèle, par les doubles moindres carrés ou la méthode des variables instrumentales, procède en deux étapes : la première estime les composantes de la variance apparaissant dans la relation (4), ces estimations sont ensuite utilisées pour estimer l'équation (1) par les moindres carrés généralisés, la structure de la variance-covariance des aléas étant approximativement connue.

Le test d'Hausman

Les modèles à effets fixes et à effets aléatoires permettent donc de prendre en compte l'hétérogénéité des données mais les hypothèses sur la nature des effets spécifiques diffèrent d'un modèle à un autre. Dans le premier cas, on suppose que les effets spécifiques peuvent être corrélés avec les variables explicatives du modèle, et dans le second cas on suppose que les effets spécifiques sont orthogonaux aux variables explicatives du modèle. Le test de spécification d'Hausman permet de tester laquelle de ces deux hypothèses est appropriée aux données. En d'autres termes, ce test permet de choisir entre le modèle à effets fixes et le modèle à effets aléatoires.

Lorsque la probabilité du test est inférieure à 10%, le modèle à effets fixes est préférable sur le modèle à effets aléatoires, mais quand la probabilité du test est supérieure à 10%, le test d'Hausman ne permet pas de différencier le modèle à effets fixes du modèle à effets aléatoires. Dans ce cas, le choix de l'un ou l'autre modèle doit être justifié rigoureusement. Néanmoins, on peut se référer à quelques arguments d'ordre général qui facilitent le choix du modèle :

- 1- lorsque la variation intra individuelle des variables est plus forte que la variation inter individuelle, le modèle à effets fixes est plus approprié que le modèle à effets aléatoires et vice versa ;
- 2- lorsque la dimension temporelle est très réduite, par exemple à deux périodes, le modèle à effets fixes donne de bons résultats que le modèle à effets aléatoires ;
- 3- lorsqu'il existe dans le modèle une variable explicative invariante dans le temps dont on veut estimer l'impact marginal, on utilisera le modèle à effets aléatoires, mais sous l'hypothèse assez forte d'exogénéité des effets spécifiques.

Annexe 5
Résultats de la modélisation et des tests de spécification

PARTIE 1 : Dynamique de la pauvreté des communes

1- Modèle pauvreté-croissance-égalité. Toutes les communes urbaines et rurales

. xtreg pauvreté_équité damp_icv damp_icv_car, fe

Fixed-effects (within) regression
 Group variable: **ident** Number of obs = **2987**
 Number of groups = **1496**
 R-sq: within = **0.5414** Obs per group: min = **1**
 between = **0.6388** avg = **2.0**
 overall = **0.6075** max = **2**
 corr(u_i, Xb) = **-0.1118** F(3, 1488) = **585.66**
 Prob > F = **0.0000**

pauvreté	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
_équité	-.5183077	.0376487	-13.77	0.000	-.5921578	-.4444576
damp_icv	-.0056691	.0001496	-37.89	0.000	-.0059626	-.0053756
damp_icv_car	9.31e-08	3.67e-09	25.38	0.000	8.59e-08	1.00e-07
_cons	91.94759	2.853036	32.23	0.000	86.35119	97.54399
sigma_u	6.5886026					
sigma_e	7.2555812					
rho	.45193403	(fraction of variance due to u_i)				

F test that all u_i=0: F(**1495, 1488**) = **1.50** Prob > F = **0.0000**

. mfx, eyex

Elasticities after xtreg
 y = Xb (predict)
 = **21.507042**

variable	ey/ex	Std. Err.	z	P> z	[95% C.I.]		X
_équité	-1.636449	.1193	-13.72	0.000	-1.87027	-1.40263	67.904
damp_icv	-1.926669	.05222	-36.89	0.000	-2.02902	-1.82431	7309.25
damp_i-r	.2878858	.01148	25.08	0.000	.265385	.310386	6.6e+07

. est store nat2

. xtreg pauvreté_équité damp_icv damp_icv_car, re

Random-effects GLS regression
 Group variable: **ident** Number of obs = **2987**
 Number of groups = **1496**
 R-sq: within = **0.5251** Obs per group: min = **1**
 between = **0.6688** avg = **2.0**
 overall = **0.6236** max = **2**
 Random effects u_i ~ **Gaussian** Wald chi2(**3**) = **4691.70**
 corr(u_i, X) = **0 (assumed)** Prob > chi2 = **0.0000**

pauvreté	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
_équité	-.7425944	.0295849	-25.10	0.000	-.8005798	-.684609
damp_icv	-.005593	.0000918	-60.93	0.000	-.0057729	-.0054131
damp_icv_car	9.74e-08	2.56e-09	38.08	0.000	9.24e-08	1.02e-07
_cons	106.3423	2.248137	47.30	0.000	101.936	110.7486
sigma_u	3.3399576					
sigma_e	7.2555812					
rho	.17485158	(fraction of variance due to u_i)				

. hausman nat2

Note: the rank of the differenced variance matrix (**2**) does not equal the number of coefficients being tested (**3**); be sure this is what you expect, or there may be problems computing the test. Examine the output of your estimators for anything unexpected and possibly consider scaling your variables so that the coefficients are on a similar scale.

	Coefficients		(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
	(b) nat2	(B)		
_équité	-.5183077	-.7425944	.2242867	.0232842
damp_icv	-.0056691	-.005593	-.0000761	.0001182
damp_icv_car	9.31e-08	9.74e-08	-4.26e-09	2.63e-09

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(**2**) = (b-B)' [(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
 = **93.83**
 Prob>chi2 = **0.0000**

II- Modèle pauvreté-croissance-inegalité. Cas des communes urbaines

. xtreg pauvreté _équit é damp_i cv damp_i cv_car if milieu==1, fe

Fixed-effects (within) regression
 Group variable: **ident**
 Number of obs = 454
 Number of groups = 227
 R-sq: within = 0.4635
 between = 0.7206
 overall = 0.6173
 Obs per group: min = 2
 avg = 2.0
 max = 2
 F(3, 224) = 64.50
 Prob > F = 0.0000
 corr(u_i, Xb) = -0.3184

pauvreté	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
_équit é	-0.2694638	.0928998	-2.90	0.004	-.4525331	-.0863945
damp_i cv	-.0038985	.0003109	-12.54	0.000	-.0045112	-.0032858
damp_i cv_car	5.60e-08	6.05e-09	9.26	0.000	4.41e-08	6.79e-08
_cons	66.02981	6.925457	9.53	0.000	52.38242	79.67719
sigma_u	3.9553892					
sigma_e	5.7087526					
rho	.32435196	(fraction of variance due to u_i)				

F test that all u_i=0: F(226, 224) = 0.78 Prob > F = 0.9705

. mfx, eyex

Elasticities after xtreg
 y = Xb (predict)
 = 11.534275

variable	ey/ex	Std. Err.	z	P> z	[95% C.I.]	X
_équit é	-1.4806	.51161	-2.89	0.004	-2.48333 - .477871	63.3764
damp_i cv	-4.024106	.33427	-12.04	0.000	-4.67927 -3.36894	11905.9
damp_i-r	.7800457	.08617	9.05	0.000	.611154 .948937	1.6e+08

. est store urb2

. xtreg pauvreté _équit é damp_i cv damp_i cv_car if milieu==1, re

Random-effects GLS regression
 Group variable: **ident**
 Number of obs = 454
 Number of groups = 227
 R-sq: within = 0.4359
 between = 0.7593
 overall = 0.6351
 Obs per group: min = 2
 avg = 2.0
 max = 2
 Random effects u_i ~ Gaussian
 corr(u_i, X) = 0 (assumed)
 Wald chi2(3) = 783.08
 Prob > chi2 = 0.0000

pauvreté	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
_équit é	-0.4657261	.0644053	-7.23	0.000	-.5919583	-.339494
damp_i cv	-.0036314	.0001502	-24.18	0.000	-.0039258	-.003337
damp_i cv_car	5.67e-08	3.45e-09	16.45	0.000	5.00e-08	6.35e-08
_cons	75.16522	4.62136	16.26	0.000	66.10752	84.22292
sigma_u	0					
sigma_e	5.7087526					
rho	0	(fraction of variance due to u_i)				

. hausman urb2

Note: the rank of the differenced variance matrix (2) does not equal the number of coefficients being tested (3); be sure this is what you expect, or there may be problems computing the test. Examine the output of your estimators for anything unexpected and possibly consider scaling your variables so that the coefficients are on a similar scale.

	Coefficients			
	(b) urb2	(B) .	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
_équit é	-0.2694638	-0.4657261	.1962623	.0669501
damp_i cv	-.0038985	-.0036314	-.0002671	.0002722
damp_i cv_car	5.60e-08	5.67e-08	-7.62e-10	4.96e-09

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(2) = (b-B)' [(V_b-V_B)^(-1)] (b-B)
 = 10.30
 Prob>chi2 = 0.0058

III- Modèle pauvreté-croissance-égalité. Cas des communes rurales

. xtreg pauvreté _égalité damp_icv damp_icv_car if milieu==2, fe

Fixed-effects (within) regression
 Group variable: **ldent** Number of obs = **2533**
 Number of groups = **1269**
 R-sq: within = **0.5596** Obs per group: min = **1**
 between = **0.6471** avg = **2.0**
 overall = **0.6167** max = **2**
 corr(u_i, Xb) = **0.1864** F(3, 1261) = **534.15**
 Prob > F = **0.0000**

pauvreté	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
_égalité	-.5506408	.0405746	-13.57	0.000	-.630242	-.4710396
damp_icv	-.0060835	.0001704	-35.71	0.000	-.0064177	-.0057493
damp_icv_car	1.06e-07	4.57e-09	23.16	0.000	9.68e-08	1.15e-07
_cons	95.34078	3.086508	30.89	0.000	89.28552	101.396
sigma_u	6.3423619					
sigma_e	7.4098512					
rho	.42284181	(fraction of variance due to u_i)				

F test that all u_i=0: F(1268, 1261) = 1.36 Prob > F = 0.0000

. mfx, eyex

Elasticities after xtreg
 y = Xb (predict)
 = **23.294502**

variable	ey/ex	Std. Err.	z	P> z	[95% C.I.]		X
_égalité	-1.624313	.12013	-13.52	0.000	-1.85976	-1.38886	68.7155
damp_icv	-1.693684	.04862	-34.83	0.000	-1.78898	-1.59839	6485.37
damp_icv_r	.225152	.00983	22.91	0.000	.205892	.244412	5.0e+07

. est store rur2

. xtreg pauvreté _égalité damp_icv damp_icv_car if milieu==2, re

Random-effects GLS regression
 Group variable: **ldent** Number of obs = **2533**
 Number of groups = **1269**
 R-sq: within = **0.5559** Obs per group: min = **1**
 between = **0.6593** avg = **2.0**
 overall = **0.6213** max = **2**
 Random effects u_i ~ **Gaussian** Wald chi2(3) = **4000.28**
 corr(u_i, X) = **0 (assumed)** Prob > chi2 = **0.0000**

pauvreté	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
_égalité	-.7399125	.0315186	-23.48	0.000	-.8016877	-.6781372
damp_icv	-.0068243	.000119	-57.36	0.000	-.0070574	-.0065911
damp_icv_car	1.23e-07	3.27e-09	37.49	0.000	1.16e-07	1.29e-07
_cons	112.325	2.383822	47.12	0.000	107.6528	116.9972
sigma_u	3.0022235					
sigma_e	7.4098512					
rho	.14101146	(fraction of variance due to u_i)				

. hausman rur2

Note: the rank of the differenced variance matrix (2) does not equal the number of coefficients being tested (3); be sure this is what you expect, or there may be problems computing the test. Examine the output of your estimators for anything unexpected and possibly consider scaling your variables so that the coefficients are on a similar scale.

	Coefficients			
	(b) rur2	(B)	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
_égalité	-.5506408	-.7399125	.1892717	.0255515
damp_icv	-.0060835	-.0068243	.0007408	.0001219
damp_icv_car	1.06e-07	1.23e-07	-1.68e-08	3.19e-09

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(2) = (b-B)' [(V_b-V_B)^(-1)] (b-B)
 = **80.60**
 Prob>chi2 = **0.0000**

IV- Modèle pauvreté-croissance-égalité. Cas de la baisse de la pauvreté dans l'ensemble des communes

```
. xtreg pauvreté _égalité damp_icv damp_icv_car if var_reltv_p0<0, fe
```

```
Fixed-effects (within) regression      Number of obs   =      1548
Group variable:   ident                Number of groups =       774

R-sq:  within =   0.5671                Obs per group:  min =        2
        between =   0.6181                avg =        2.0
        overall =   0.5878                max =        2

corr(u_i, Xb) =  -0.4400                F(3, 771)       =      336.73
                                                Prob > F        =      0.0000
```

pauvreté	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
_égalité	-.1648894	.0718435	-2.30	0.022	-.3059215 -.0238574	
damp_icv	-.006434	.0002489	-25.85	0.000	-.0069225 -.0059454	
damp_icv_car	9.38e-08	4.69e-09	20.01	0.000	8.46e-08 1.03e-07	
_cons	75.07152	5.929072	12.66	0.000	63.43248 86.71055	
sigma_u	8.0389317					
sigma_e	7.31559					
rho	.54700505	(fraction of variance due to u_i)				

```
F test that all u_i=0:   F( 773, 771) =   1.69                Prob > F = 0.0000
```

```
. mfx, eyex
```

```
Elasticities after xtreg
y = Xb (predict)
= 22.809913
```

variable	ey/ex	Std. Err.	z	P> z	[95% C.I.]	X
_égalité	-.4895862	.21335	-2.29	0.022	-.907751 -.071421	67.7267
damp_icv	-2.082109	.08231	-25.30	0.000	-2.24343 -1.92078	7381.55
damp_i-r	.2805153	.01421	19.74	0.000	.252669 .308361	6.8e+07

```
. est store nat2
```

```
. xtreg pauvreté _égalité damp_icv damp_icv_car if var_reltv_p0<0, re
```

```
Random-effects GLS regression      Number of obs   =      1548
Group variable:   ident                Number of groups =       774

R-sq:  within =   0.5167                Obs per group:  min =        2
        between =   0.6870                avg =        2.0
        overall =   0.6222                max =        2

Random effects u_i ~ Gaussian        Wald chi2( 3)   =      2397.78
corr(u_i, X) = 0 (assumed)           Prob > chi2    =      0.0000
```

pauvreté	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
_égalité	-.6164638	.0493146	-12.50	0.000	-.7131186 -.519809	
damp_icv	-.0056426	.0001307	-43.18	0.000	-.0058987 -.0053865	
damp_icv_car	8.59e-08	3.08e-09	27.88	0.000	7.98e-08 9.19e-08	
_cons	100.3564	3.831462	26.19	0.000	92.84687 107.8659	
sigma_u	3.1576076					
sigma_e	7.31559					
rho	.15704435	(fraction of variance due to u_i)				

```
. hausman nat2
```

Note: the rank of the differenced variance matrix (2) does not equal the number of coefficients being tested (3); be sure this is what you expect, or there may be problems computing the test. Examine the output of your estimators for anything unexpected and possibly consider scaling your variables so that the coefficients are on a similar scale.

	Coefficients			
	(b) nat2	(B)	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
_égalité	-.1648894	-.6164638	.4515744	.0522452
damp_icv	-.006434	-.0056426	-.0007913	.0002118
damp_icv_car	9.38e-08	8.59e-08	7.95e-09	3.54e-09

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

```
chi2( 2) = (b-B)' [(V_b-V_B)^(-1)] (b-B)
          = 222.83
Prob>chi2 = 0.0000
```


VI- Modèle pauvreté-croissance-égalité. Cas de la baisse de la pauvreté dans les communes rurales

```
. xtreg pauvreté _égalité damp_icv damp_icv_car if milieu==2&var_reltv_p0<0, fe
```

```
Fixed-effects (within) regression              Number of obs   =      1236
Group variable:   ident                       Number of groups =       618

R-sq:  within =  0.5924                       Obs per group:  min =        2
        between = 0.5891                       avg =          2.0
        overall  = 0.5878                       max =          2

corr(u_i, Xb) =  0.1102                       F(3, 615)       =      297.92
                                                Prob > F        =      0.0000
```

pauvreté	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
_égalité	-.0818178	.0800602	-1.02	0.307	-.2390424	.0754067
damp_icv	-.0065445	.0002768	-23.64	0.000	-.0070882	-.0060009
damp_icv_car	9.72e-08	5.58e-09	17.40	0.000	8.62e-08	1.08e-07
_cons	67.67771	6.535474	10.36	0.000	54.84316	80.51226
sigma_u	6.8203213					
sigma_e	7.4962531					
rho	.45289177	(fraction of variance due to u_i)				

```
F test that all u_i=0:   F( 617, 615) = 1.27          Prob > F = 0.0017
```

```
. mfx, eyex
```

```
Elasticities after xtreg
y = Xb (predict)
= 25.528597
```

variable	ey/ex	Std. Err.	z	P> z	[95% C.I.]		X
_égalité	-.22074	.21601	-1.02	0.307	-.644104	.202624	68.8747
damp_icv	-1.602839	.06911	-23.19	0.000	-1.7383	-1.46738	6252.28
damp_i-r	.1725246	.01002	17.22	0.000	.152891	.192158	4.5e+07

```
. est store rur2
```

```
. xtreg pauvreté _égalité damp_icv damp_icv_car if milieu==2&var_reltv_p0<0, re
```

```
Random-effects GLS regression              Number of obs   =      1236
Group variable:   ident                       Number of groups =       618

R-sq:  within =  0.5473                       Obs per group:  min =        2
        between = 0.7123                       avg =          2.0
        overall  = 0.6456                       max =          2

Random effects u_i ~ Gaussian                Wald chi2( 3)   =      2217.25
corr(u_i, X)      =  0 (assumed)             Prob > chi2    =      0.0000
```

pauvreté	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
_égalité	-.7797023	.0502419	-15.52	0.000	-.8781746	-.6812299
damp_icv	-.0079723	.0001769	-45.07	0.000	-.008319	-.0076256
damp_icv_car	1.17e-07	3.82e-09	30.67	0.000	1.10e-07	1.25e-07
_cons	123.7586	3.97569	31.13	0.000	115.9664	131.5508
sigma_u	1.4183296					
sigma_e	7.4962531					
rho	.03456134	(fraction of variance due to u_i)				

```
. hausman rur2
```

Note: the rank of the differenced variance matrix (2) does not equal the number of coefficients being tested (3); be sure this is what you expect, or there may be problems computing the test. Examine the output of your estimators for anything unexpected and possibly consider scaling your variables so that the coefficients are on a similar scale.

	Coefficients		(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
	(b) rur2	(B)		
_égalité	-.0818178	-.7797023	.6978844	.0623329
damp_icv	-.0065445	-.0079723	.0014278	.000213
damp_icv_car	9.72e-08	1.17e-07	-2.01e-08	4.07e-09

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(2) = (b-B)' [(V_b-V_B)^(-1)] (b-B)
= 127.67
Prob>chi2 = 0.0000

VII- Modèle pauvreté-croissance-inégalité élargi. Ensemble des communes

```
. xtreg pauvreté damp_icv damp_icv_car _équité isf car_isf ampm car_ampm p60p car_60pl x7 car_x7 x10m car_x10m x11 car_x11
> 1 x14 car_x14 sommaire electr, fe
```

```
Fixed-effects (within) regression      Number of obs   =      2986
Group variable:  ident                 Number of groups =      1496

R-sq:  within =  0.5806                 Obs per group:  min =       1
        between = 0.6884                 avg   =       2.0
        overall  = 0.6526                 max   =       2

corr(u_i, Xb) = -0.1948                 F(19, 1471)    =    107.17
                                                Prob > F       =     0.0000
```

pauvreté	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
damp_icv	-.0055498	.0001487	-37.33	0.000	-.0058414	-.0052582
damp_icv_car	8.97e-08	3.64e-09	24.67	0.000	8.26e-08	9.69e-08
_équité	-.8273303	.0525812	-15.73	0.000	-.9304725	-.7241881
isf	-1.690242	.8718146	-1.94	0.053	-3.400375	.0198901
car_isf	.2226585	.0867331	2.57	0.010	.0525247	.3927923
ampm	-4.695127	2.047265	-2.29	0.022	-8.710997	-.6792568
car_ampm	.0906101	.0371875	2.44	0.015	.017664	.1635563
p60p	.82986	.6530512	1.27	0.204	-.4511508	2.110871
car_60pl	-.0367521	.0316861	-1.16	0.246	-.0989069	.0254027
x7	-21.72636	6.575309	-3.30	0.001	-34.62435	-8.828382
car_x7	19.49594	7.616282	2.56	0.011	4.556008	34.43587
x10m	-33.84236	7.16519	-4.72	0.000	-47.89744	-19.78728
car_x10m	24.05325	8.455724	2.84	0.005	7.466688	40.63981
x11	31.74576	11.98977	2.65	0.008	8.226903	55.26462
car_x11	-65.52493	18.89894	-3.47	0.001	-102.5967	-28.45318
x14	20.469	11.87953	1.72	0.085	-2.833631	43.77162
car_x14	9.751494	33.27141	0.29	0.769	-55.51298	75.01596
sommaire	.0446541	.0329217	1.36	0.175	-.0199244	.1092326
electr	-.0126837	.0119924	-1.06	0.290	-.0362077	.0108403
_cons	180.9887	29.46491	6.14	0.000	123.191	238.7864
sigma_u	6.2341977					
sigma_e	6.9781586					
rho	.44387	(fraction of variance due to u_i)				

```
F test that all u_i=0: F( 1495, 1471) = 1.19 Prob > F = 0.0005
```

```
. mfx, eyex
```

```
Elasticities after xtreg
y = Xb (predict)
= 21.511442
```

variable	ey/ex	Std. Err.	z	P> z	[95% C.I.]	X
damp_icv	-1.88576	.05174	-36.45	0.000	-1.98717	-1.78435	7309.34	
damp_icv_r	.2773386	.01136	24.41	0.000	.25507	.299607	6.6e+07	
_équité	-2.611537	.1667	-15.67	0.000	-2.93826	-2.28481	67.9027	
isf	-.2754045	.14206	-1.94	0.053	-.553839	.00303	3.50503	
car_isf	.1444395	.05627	2.57	0.010	.034151	.254728	13.9546	
ampm	-5.880285	2.56428	-2.29	0.022	-10.9062	-.85439	26.9414	
car_ampm	3.077471	1.26316	2.44	0.015	.601716	5.55323	730.612	
p60p	.3245354	.2554	1.27	0.204	-.176035	.825105	8.41253	
car_60pl	-.1300472	.11212	-1.16	0.246	-.349806	.089712	76.1182	
x7	-.3388177	.10256	-3.30	0.001	-.539832	-.137803	.335466	
car_x7	.1365152	.05334	2.56	0.010	.031976	.241054	.150628	
x10m	-.693753	.14694	-4.72	0.000	-.981752	-.405754	.440975	
car_x10m	.2408623	.08469	2.84	0.004	.074882	.406842	.215409	
x11	.3108285	.11741	2.65	0.008	.080712	.540945	.210622	
car_x11	-.1800848	.05195	-3.47	0.001	-.281908	-.078261	.059121	
x14	.0742679	.0431	1.72	0.085	-.010216	.158752	.07805	
car_x14	.0051132	.01745	0.29	0.769	-.02908	.039306	.011279	
sommaire	.0111947	.00825	1.36	0.175	-.004982	.027372	5.39288	
electr	-.0204792	.01936	-1.06	0.290	-.058431	.017472	34.7325	

```
. xtreg pauvreté damp_icv damp_icv_car _égalité isf car_isf ampm car_ampm p60p car_60pl x7 car_x7 x10m car_x10m x11 car_x11
> 1 x14 car_x14 sommaire electr, re
```

```
Random-effects GLS regression              Number of obs   =          2986
Group variable:  ident                    Number of groups =          1496

R-sq:  within =  0.5604                    Obs per group:  min =          1
        between = 0.7608                    avg           =          2.0
        overall  = 0.6971                    max           =          2

Random effects u_i ~ Gaussian              Wald chi2( 19)   =          6634.86
corr(u_i, X)      = 0 (assumed)            Prob > chi2     =          0.0000
```

	Coeff.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
damp_icv	-.0056719	.0001023	-55.46	0.000	-.0058723	-.0054715
damp_icv_car	9.60e-08	2.55e-09	37.63	0.000	9.10e-08	1.01e-07
_égalité	-.9632787	.032845	-29.33	0.000	-1.027654	-.8989036
isf	-.4742524	.5929582	-0.80	0.424	-1.636429	.6879243
car_isf	.1160475	.0610727	1.90	0.057	-.0036527	.2357478
ampm	-6.139883	1.210665	-5.07	0.000	-8.512743	-3.767022
car_ampm	.1163224	.0222165	5.24	0.000	.0727788	.159866
p60p	-.5024483	.2499815	-2.01	0.044	-.992403	-.0124937
car_60pl	-.0003649	.0117604	-0.03	0.975	-.0234149	.0226851
x7	-39.56786	3.193495	-12.39	0.000	-45.82699	-33.30872
car_x7	43.06548	3.999188	10.77	0.000	35.22721	50.90374
x10m	-29.20254	4.962287	-5.88	0.000	-38.92844	-19.47663
car_x10m	22.75052	5.783207	3.93	0.000	11.41564	34.08539
x11	-4.900392	5.529969	-0.89	0.376	-15.73893	5.938147
car_x11	-6.79302	10.3226	-0.66	0.510	-27.02494	13.4389
x14	.0708665	4.905948	0.01	0.988	-9.544616	9.686349
car_x14	20.26797	13.22496	1.53	0.125	-5.652471	46.1884
sommaire	-.0305985	.0158356	-1.93	0.053	-.0616358	.0004387
electr	-.0211911	.0075692	-2.80	0.005	-.0360264	-.0063557
_cons	223.5869	16.56247	13.50	0.000	191.1251	256.0488
sigma_u	1.822637					
sigma_e	6.9781586					
rho	.06386421	(fraction of variance due to u_i)				

```
. hausman nat
```

Note: the rank of the differenced variance matrix (16) does not equal the number of coefficients being tested (19); be sure this is what you expect, or there may be problems computing the test. Examine the output of your estimators for anything unexpected and possibly consider scaling your variables so that the coefficients are on a similar scale.

	Coefficients		(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
	(b) nat	(B)		
damp_icv	-.005498	-.0056719	.0001221	.0001079
damp_icv_car	8.97e-08	9.60e-08	-6.31e-09	2.59e-09
_égalité	-.8273303	-.9632787	.1359485	.0410608
isf	-1.690242	-.4742524	-1.21599	.6391098
car_isf	.2226585	.1160475	.106611	.0615854
ampm	-4.695127	-6.139883	1.444756	1.650934
car_ampm	.0906101	.1163224	-.0257123	.0298217
p60p	.82986	-.5024483	1.332308	.6033118
car_60pl	-.0367521	-.0003649	-.0363872	.0294228
x7	-21.72636	-39.56786	17.84149	5.74772
car_x7	19.49594	43.06548	-23.56954	6.48184
x10m	-33.84236	-29.20254	-4.639823	5.168719
car_x10m	24.05325	22.75052	1.302734	6.168775
x11	31.74576	-4.900392	36.64615	10.63832
car_x11	-65.52493	-6.79302	-58.73191	15.83079
x14	20.469	.0708665	20.39813	10.81919
car_x14	9.751494	20.26797	-10.51647	30.53011
sommaire	.0446541	-.0305985	.0752527	.028863
electr	-.0126837	-.0211911	.0085074	.0093019

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(16) = (b-B)' [(V_b-V_B)^(-1)] (b-B)
= 93.97
Prob>chi2 = 0.0000

VIII- Modèle pauvreté-croissance-inégalité élargi. Cas des communes urbaines

```
. xtreg pauvreté damp_icv damp_icv_car _équit é p60p car_60pl x8 car_x8 x16 car_x16 x17 car_x17 if (milieu==1), fe
```

```
Fixed-effects (within) regression              Number of obs   =      454
Group variable:   ident                       Number of groups =      227

R-sq:   within =  0.6148                      Obs per group:   min =        2
         between = 0.6189                      avg             =       2.0
         overall  = 0.5970                      max             =        2

corr(u_i, Xb) = -0.4742                       F(11, 216)      =       31.34
                                                Prob > F        =       0.0000
```

pauvreté	Coeff.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
damp_icv	-.004019	.0002776	-14.48	0.000	-.0045661	-.0034719
damp_icv_car	5.97e-08	5.35e-09	11.16	0.000	4.91e-08	7.02e-08
_équit é	-.7928727	.1195998	-6.63	0.000	-1.028605	-.5571406
p60p	1.572969	1.50413	1.05	0.297	-1.391683	4.537622
car_60pl	-.1369554	.0847734	-1.62	0.108	-.3040444	.0301336
car_x8	-.119.9572	19.25372	-6.23	0.000	-157.9064	-82.00798
car_x8	172.8053	31.98469	5.40	0.000	109.7632	235.8474
x16	-101.2187	49.19885	-2.06	0.041	-198.19	-4.24738
car_x16	115.6105	47.29079	2.44	0.015	22.39999	208.821
x17	66.64324	34.52859	1.93	0.055	-1.412866	134.6994
car_x17	-155.0137	58.71058	-2.64	0.009	-270.7327	-39.29468
_cons	126.502	16.26008	7.78	0.000	94.45322	158.5507
sigma_u	5.1072055					
sigma_e	4.9259619					
rho	.51805855	(fraction of variance due to u_i)				

```
F test that all u_i=0:   F( 226, 216) = 1.10   Prob > F = 0.2338
```

```
. mfx, eyex
```

```
Elasticities after xtreg
y = Xb (predict)
= 11.534275
```

variable	ey/ex	Std. Err.	z	P> z	[95% C.I.]		X
damp_icv	-4.148513	.29833	-13.91	0.000	-4.73323	-3.5638	11905.9
damp_icv_car	.8317617	.07639	10.89	0.000	.682043	.981481	1.6e+08
_équit é	-4.356532	.66293	-6.57	0.000	-5.65585	-3.05721	63.3764
p60p	.976533	.934	1.05	0.296	-.854076	2.80714	7.16072
car_60pl	-.6506684	.40297	-1.61	0.106	-1.44047	.139129	54.7988
car_x8	-2.368683	.38314	-6.18	0.000	-3.11962	-1.61775	.227757
car_x8	.9074414	.16894	5.37	0.000	.576323	1.23856	.060569
x16	-4.768912	2.31997	-2.06	0.040	-9.31597	-.221853	.543437
car_x16	3.064399	1.255	2.44	0.015	.604635	5.52416	.30573
x17	1.301635	.6749	1.93	0.054	-.021136	2.62441	.22528
car_x17	-.7559453	.28671	-2.64	0.008	-1.31789	-.194002	.056248

```
. est store urb
```

```
. xtreg pauvreté damp_icv damp_icv_car _équit é p60p car_60pl x8 car_x8 x16 car_x16 x17 car_x17 if (milieu==1), re
```

```
Random-effects GLS regression              Number of obs   =      454
Group variable:   ident                       Number of groups =      227

R-sq:   within =  0.5229                      Obs per group:   min =        2
         between = 0.7877                      avg             =       2.0
         overall  = 0.6836                      max             =        2

Random effects u_i ~ Gaussian                Wald chi2( 11)  =       955.00
corr(u_i, X)      = 0 (assumed)              Prob > chi2    =       0.0000
```

pauvreté	Coeff.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
damp_icv	-.0036844	.0001677	-21.97	0.000	-.0040132	-.0033556
damp_icv_car	5.50e-08	3.57e-09	15.41	0.000	4.80e-08	6.20e-08
_équit é	-.577291	.0699866	-8.25	0.000	-.7149004	-.4405578
p60p	-.3982418	.7655541	-0.52	0.603	-1.8987	1.102217
car_60pl	.021459	.0474217	0.45	0.651	-.0714859	.1144038
car_x8	-67.46945	10.01002	-6.74	0.000	-87.08873	-47.85018
car_x8	116.1005	17.99451	6.45	0.000	80.83192	151.3691
x16	6.516831	27.2721	0.24	0.811	-46.93551	59.96917
car_x16	-5.020444	25.80699	-0.19	0.846	-55.60121	45.56032
x17	-33.68751	19.66365	-1.71	0.087	-72.22755	4.852532
car_x17	50.50138	35.41502	1.43	0.154	-18.91078	119.9135
_cons	95.92141	8.663418	11.07	0.000	78.94142	112.9014
sigma_u	0					
sigma_e	4.9259619					
rho	0	(fraction of variance due to u_i)				

```
. hausman urb
```

Note: the rank of the differenced variance matrix (9) does not equal the number of coefficients being tested (11); be sure this is what you expect, or there may be problems computing the test. Examine the output of your estimators for anything unexpected and possibly consider scaling your variables so that the coefficients are on a similar scale.

	Coefficients		(b-B)	sqrt(diag(V_b-V_B))
	(b)	(B)	Difference	S.E.
damp_icv	-.004019	-.0036844	-.0003346	.0002211
damp_icv_car	5.97e-08	5.50e-08	4.65e-09	3.98e-09
_équit é	-.7928727	-.577291	-.2151435	.0969844
p60p	1.572969	-.3982418	1.971211	1.294734
car_60pl	-.1369554	.021459	-.1584144	.0702688
car_x8	-119.9572	-67.46945	-52.48775	16.44705
car_x8	172.8053	116.1005	56.70478	26.44273
x16	-101.2187	6.516831	-107.7355	40.94825
car_x16	115.6105	-5.020444	120.6309	39.6285
x17	66.64324	-33.68751	100.3308	28.38247
car_x17	-155.0137	50.50138	-205.5151	46.82637

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(9) = (b-B)' [(V_b-V_B)^(-1)] (b-B)
 = 76.68
 Prob>chi2 = 0.0000

IX- Modèle pauvreté-croissance-égalité élargi : cas des communes rurales

```
. xtreg pauvreté damp_icv damp_icv_car _égalité isf car_isf p60p car_60pl x5 car_x5 x7 car_x7 x14 car_x14 if (milieu==2)
> , fe
```

```
Fixed-effects (within) regression              Number of obs   =      2532
Group variable:   _idnt                       Number of groups =      1269

R-sq:  within =  0.5815                        Obs per group:  min =      1
        between = 0.6791                        max =      2.0
        overall  = 0.6509                       avg =      2
                                                max =      2

corr(u_i, Xb) =  0.0374                       F(13, 1250)     =     133.58
                                                Prob > F        =     0.0000
```

pauvreté	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
damp_icv	-.0059052	.0001708	-34.58	0.000	-.0062402 -.0055702
damp_icv_car	1.01e-07	4.55e-09	22.18	0.000	9.20e-08 1.10e-07
_égalité	-.7690764	.0549614	-13.99	0.000	-.8769033 -.6612495
isf	-2.303484	.861414	-2.67	0.008	-3.993461 -.613507
car_isf	.2979506	.0857335	3.48	0.001	.1297531 .4661482
p60p	.8953321	.7238803	1.24	0.216	-.5248224 2.315487
car_60pl	-.0431036	.0342346	-1.26	0.208	-.1102672 .02406
car_x5	57.83132	30.6901	1.88	0.060	-2.378475 118.0411
car_x5	-156.5699	67.0788	-2.33	0.020	-288.1693 -24.97042
car_x7	-28.81529	6.985059	-4.13	0.000	-42.51902 -15.11155
car_x7	17.67982	8.562344	2.06	0.039	.881674 34.47797
x14	29.87773	12.48726	2.39	0.017	5.379431 54.37602
car_x14	-36.55441	34.22217	-1.07	0.286	-103.6936 30.58483
_cons	108.4944	7.043019	15.40	0.000	94.67699 122.3119
sigma_u	5.9176152				
sigma_e	7.2546375				
rho	.39953217				(fraction of variance due to u_i)

F test that all u_i=0: F(1268, 1250) = 1.12 Prob > F = 0.0267

```
. mfx, eyex
```

```
Elasticities after xtreg
y = Xb (predict)
= 23.300397
```

variable	ey/ex	Std. Err.	z	P> z	[95% C.I.]	X
damp_icv	-1.643573	.0486	-33.82	0.000	-1.73883 -1.54832	6485.15
damp_icv_car	.2146856	.00977	21.97	0.000	.195536 .233835	5.0e+07
_égalité	-2.268051	.16269	-13.94	0.000	-2.58692 -1.94918	68.7142
isf	-.3633236	.13589	-2.67	0.008	-.629658 -.096989	3.67512
car_isf	.1943031	.05592	3.47	0.001	.084697 .303909	15.1949
p60p	.3318815	.26834	1.24	0.216	-.194047 .85781	8.63699
car_60pl	-.1478833	.11746	-1.26	0.208	-.378097 .082331	79.9409
car_x5	4861885	25803	1.88	0.060	-.01954 .991917	1.195887
car_x5	-.2691615	.11533	-2.33	0.020	-.495201 -.043122	.040056
car_x7	-.348137	.08442	-4.12	0.000	-.513595 -.182679	.281508
car_x7	.0779084	.03773	2.06	0.039	.003951 .151866	.102676
x14	.0966912	.04042	2.39	0.017	.017477 .175905	.075405
car_x14	-.0178631	.01672	-1.07	0.285	-.050641 .014915	.011386

```
. est store rur
```

```
. xtreg pauvreté damp_icv damp_icv_car _égalité isf car_isf p60p car_60pl x5 car_x5 x7 car_x7 x14 car_x14 if (milieu==2)
> , re
```

```
Random-effects GLS regression              Number of obs   =      2532
Group variable:   _idnt                       Number of groups =      1269

R-sq:  within =  0.5679                        Obs per group:  min =      1
        between = 0.7335                        max =      2.0
        overall  = 0.6758                       avg =      2
                                                max =      2

Random effects u_i ~ Gaussian                Wald chi2( 13)  =     5168.49
corr(u_i, X)      = 0 (assumed)              Prob > chi2     =     0.0000
```

pauvreté	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
damp_icv	-.0062334	.0001177	-52.95	0.000	-.0064641 -.0060027
damp_icv_car	1.10e-07	3.15e-09	34.94	0.000	1.04e-07 1.16e-07
_égalité	-.96206	.0344778	-27.90	0.000	-1.029635 -.8944848
isf	-1.621708	.5671072	-2.86	0.004	-2.733217 -.5101978
car_isf	.2332703	.0590332	3.95	0.000	.1175673 .3489733
p60p	-.523251	.2676924	-1.95	0.051	-1.047918 .0014164
car_60pl	.0088782	.0124595	0.71	0.476	-.0155419 .0332983
car_x5	-55.80568	17.83753	-3.13	0.002	-90.76659 -20.84476
car_x5	77.82254	40.3378	1.93	0.054	-1.238093 156.8832
car_x7	-39.57653	3.832773	-10.33	0.000	-47.08862 -32.06443
x14	28.81529	5.631168	5.11	0.000	30.41309 52.48686
car_x7	12.85667	4.790086	2.68	0.007	3.468277 22.24507
car_x14	-2.015813	13.40256	-0.15	0.880	-28.28435 24.25272
_cons	144.3595	3.762274	38.37	0.000	136.9856 151.7335
sigma_u	1.4681649				
sigma_e	7.2546375				
rho	.03934466				(fraction of variance due to u_i)

```
. hausman rur
```

Note: the rank of the differenced variance matrix (10) does not equal the number of coefficients being tested (13); be sure this is what you expect, or there may be problems computing the test. Examine the output of your estimators for anything unexpected and possibly consider scaling your variables so that the coefficients are on a similar scale.

	Coefficients		(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
	(b) rur	(B)		
damp_icv	-.0059052	-.0062334	.0003282	.0001237
damp_icv_car	41.01e-07	1.10e-07	-.9.07e-09	3.28e-09
_égalité	-.7690764	-.96206	.1929836	.0428024
isf	-2.303484	-1.621708	-.6817764	.6484008
car_isf	.2979506	.2332703	.0646803	.0621717
p60p	.8953321	-.523251	1.418583	.6725649
car_60pl	-.0431036	.0088782	-.0519818	.0318868
car_x5	57.83132	-55.80568	113.637	24.97408
car_x5	-156.5699	77.82254	-234.3924	53.59503
car_x7	-28.81529	-39.57653	10.76124	5.839598
car_x7	17.67982	41.44998	-23.77015	6.450091
x14	29.87773	12.85667	17.02105	11.53199
car_x14	-36.55441	-2.015813	-34.53859	31.48855

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic
chi2(10) = (b-B)' [(V_b-V_B)^(-1)] (b-B)
= 69.39
Prob>chi2 = 0.0000

X- Modèle pauvreté-croissance-égalité élargi. Cas de la baisse de la pauvreté dans l'ensemble des communes

```
. xtreg pauvreté damp_icv damp_icv_car_égalité isf car_isf ampm car_ampm p60p car_60pl x7 car_x7 x10m car_x10m x11 car_x11
> 1 x14 car_x14 sommaire elctr if var_reltv_p0<0, fe
```

```
Fixed-effects (within) regression              Number of obs   =      1548
Group variable:   idnt                        Number of groups =      774

R-sq:  within =   0.6690                      Obs per group:  min =      2
        between =  0.6739                      avg   =      2.0
        overall  =  0.6644                      max   =      2

                                F(19, 755) =      80.32
corr(u_i, Xb) =  -0.3273                    Prob > F =      0.0000
```

pauvreté	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
damp_icv	-.005224	.0002694	-19.39	0.000	-.0057528	-.0046951
damp_icv_car	7.35e-08	4.82e-09	15.25	0.000	6.41e-08	8.30e-08
_égalité	-.5378197	.0738319	-7.28	0.000	-.6827599	-.3928795
isf	-4.018882	1.090725	-3.68	0.000	-6.160095	-1.877668
car_isf	.4201394	.1035175	4.06	0.000	.216923	.6233559
ampm	-10.37434	2.54579	-4.08	0.000	-15.37201	-5.376675
car_ampm	.1900144	.046216	4.11	0.000	.0992873	.2807415
p60p	.5848672	.7936176	0.74	0.461	-.9730922	2.142827
car_60pl	-.0157511	.035919	-0.44	0.661	-.0862641	.0547619
x7	-44.47591	8.521711	-5.22	0.000	-61.20497	-27.74684
car_x7	43.14545	9.709248	4.44	0.000	24.08512	62.20578
x10m	-25.86559	9.77608	-2.65	0.008	-45.05712	-6.674055
car_x10m	2.247809	11.70881	0.19	0.848	-20.73789	25.23351
x11	54.90364	15.67917	3.50	0.000	24.12368	85.6836
car_x11	-92.59326	24.18106	-3.83	0.000	-140.0634	-45.12315
x14	.5502148	15.73396	0.03	0.972	-30.3373	31.43773
car_x14	22.79561	42.21711	0.54	0.589	-60.08126	105.6725
sommaire	.0772758	.043344	1.78	0.075	-.0078133	.1623648
elctr	.0268014	.0161795	1.66	0.098	-.0049608	.0585635
_cons	249.1959	36.94534	6.74	0.000	176.668	321.7237
sigma_u	6.9998926					
sigma_e	6.4645618					
rho	.53969607					(fraction of variance due to u_i)

F test that all u_i=0: F(773, 755) = 1.40 Prob > F = 0.0000

```
. mfx, eyex
```

```
Elasticities after xtreg
y = Xb (predict)
= 22.809913
```

variable	ey/ex	Std. Err.	z	P> z	[95% C.I.]		X
damp_icv	-1.690543	.08802	-19.21	0.000	-1.86307	-1.51802	7381.55
damp_i-r	.2198098	.0145	15.16	0.000	.19139	.24823	6.8e+07
_égalité	-1.596883	.21952	-7.27	0.000	-2.02714	-1.16663	67.7267
isf	-.6228082	.16909	-3.68	0.000	-.954218	-.291398	3.53486
car_isf	.2639084	.06505	4.06	0.000	.136409	.391408	14.3279
ampm	-12.28121	3.01502	-4.07	0.000	-18.1905	-6.37188	27.0025
car_ampm	6.113151	1.48751	4.11	0.000	3.19768	9.02863	733.841
p60p	.2121841	.28792	0.74	0.461	-.35213	.776498	8.27521
car_60pl	-.0513492	.1171	-0.44	0.661	-.280856	.178158	74.361
x7	-.6455305	.12377	-5.22	0.000	-.888121	-.40294	.331067
car_x7	.2893373	.06514	4.44	0.000	.161657	.417018	.152965
x10m	-.48866	.18473	-2.65	0.008	-.850716	-.126604	.430931
car_x10m	.0202819	.10565	0.19	0.848	-.186785	.227349	.205814
x11	.4996714	.14274	3.50	0.000	.219907	.779436	.20759
car_x11	-.2417143	.06315	-3.83	0.000	-.365483	-.117945	.059545
x14	.0018166	.05195	0.03	0.972	-.099996	.103629	.075308
car_x14	.0111244	.0206	0.54	0.589	-.029255	.051504	.011131
sommaire	.0181083	.01016	1.78	0.075	-.001801	.038017	5.34512
elctr	.0444159	.02681	1.66	0.098	-.00814	.096972	37.8012


```
. xtreg pauvreté damp_icv damp_icv_car_équité isf car_isf ampm car_60p car_60pl x7 car_x7 x10m car_x10m x11 car_x11
> 1 x14 car_x14 sommeire electr if var_reltv_p<0, re
```

```
Random-effects GLS regression              Number of obs   =          1548
Group variable:   ident                   Number of groups  =           774

R-sq:  within =   0.6436                   Obs per group:   min =           2
        between =   0.7861                   avg             =           2.0
        overall  =   0.7398                   max             =           2

Random effects u_i ~ Gaussian              Wald chi2( 19)   =          4166.39
corr(u_i, X)      =   0 (assumed)          Prob > chi2     =           0.0000
```

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
pauvreté						
damp_icv	-.0057929	.0001549	-37.39	0.000	-.0060966	-.0054893
damp_icv_car	8.58e-08	3.05e-09	28.14	0.000	7.99e-08	9.18e-08
_équité	-.8203876	.0462139	-17.75	0.000	-.9109651	-.72981
isf	-1.258531	.7873621	-1.60	0.110	-2.801732	.2846706
car_isf	.1953094	.0771297	2.53	0.011	.0441379	.3464809
ampm	-10.20755	1.659961	-6.15	0.000	-13.46102	-6.95409
car_ampm	.1906863	.0305175	6.25	0.000	.1308731	.2504995
p60p	-.3923373	.3251118	-1.21	0.228	-1.029545	.2448701
car_60pl	-.0091026	.0151539	-0.60	0.548	-.0388036	.0205985
x7	-43.67392	4.197886	-10.40	0.000	-51.90163	-35.44622
car_x7	50.50949	5.212625	9.69	0.000	40.29294	60.72605
x10m	-25.66309	6.926893	-3.70	0.000	-39.23955	-12.08663
car_x10m	8.404027	8.2964	1.01	0.311	-7.856618	24.66467
x11	.6420825	7.652916	0.08	0.933	-14.35736	15.64152
car_x11	-24.18206	13.85813	-1.74	0.081	-51.3435	2.979373
x14	-3.476629	6.578937	-0.53	0.597	-16.37111	9.41785
car_x14	7.018695	16.79418	0.42	0.676	-25.89729	39.93468
sommeire	.0422999	.0234216	1.81	0.071	-.0036057	.0882055
electr	-.0164374	.0108414	-1.52	0.129	-.037686	.0048113
_cons	274.4968	22.78699	12.05	0.000	229.8351	319.1585
sigma_u	2.4402388					
sigma_e	6.4645618					
rho	.12471934					(fraction of variance due to u_i)

```
. hausman global
```

Note: the rank of the differenced variance matrix (16) does not equal the number of coefficients being tested (19); be sure this is what you expect, or there may be problems computing the test. Examine the output of your estimators for anything unexpected and possibly consider scaling your variables so that the coefficients are on a similar scale.

	Coefficients		(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
	(b) global	(B)		
damp_icv	-.005224	-.0057929	.000569	.0002204
damp_icv_car	7.35e-08	8.58e-08	-1.23e-08	3.73e-09
_équité	-.5378197	-.8203876	.2825679	.0575798
isf	-4.018882	-1.258531	-2.760351	.754812
car_isf	.4201394	.1953094	.2248301	.0690426
ampm	-10.37434	-10.20755	-.1667917	1.930176
car_ampm	.1900144	.1906863	-.0006719	.0347073
p60p	.5848672	-.3923373	.9772045	.723969
car_60pl	-.0157511	-.0091026	-.0066486	.0325659
x7	-44.47591	-43.67392	-.8019853	7.416018
car_x7	43.14545	50.50949	-7.364041	8.191339
x10m	-25.86559	-25.66309	-.2024911	6.898543
car_x10m	2.247809	8.404027	-6.156218	8.262327
x11	54.90364	.6420825	54.26156	13.68464
car_x11	-92.59326	-24.18206	-68.41119	19.81605
x14	.5502148	-3.476629	4.026843	14.29249
car_x14	22.79561	7.018695	15.77692	38.73293
sommeire	.0772758	.0422999	.0349759	.0364709
electr	.0268014	-.0164374	.0432387	.01201

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(16) = (b-B)' [(V_b-V_B)^(-1)] (b-B)
= 92.32
Prob>chi2 = 0.0000

XI- Modèle pauvreté-croissance-inegalité élargi. Cas de la baisse de la pauvreté dans les communes urbaines

```
. xtreg pauvreté damp_icv damp_icv_car_équité p60p car_60pl x8 car_x8 x16 car_x16 x17 car_x17 if (milieu==1& var_reltv_p > 0 <0), fe
```

```
Fixed-effects (within) regression              Number of obs   =           312
Group variable:   lident                      Number of groups =           156

R-sq:  within =   0.6193                      Obs per group:  min =           2
        between =  0.7174                      avg =           2.0
        overall  =  0.6531                      max =           2

corr(u_i, Xb) =  -0.6494                      F(11, 145)      =           21.45
                                                Prob > F        =           0.0000
```

pauvreté	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
damp_icv	-.0049514	.0005216	-9.49	0.000	-.0059824 -.0039205
damp_icv_car_équité	7.09e-08	8.41e-09	8.43	0.000	5.42e-08 8.75e-08
p60p	-.9345836	.1610201	-5.80	0.000	-1.252833 -.6163338
car_60pl	2.371862	2.04392	1.16	0.248	-1.667863 6.411588
car_x8	-.1565868	.1138966	-1.37	0.171	-.3816987 .0685251
car_x8	-155.9354	25.6086	-6.09	0.000	-206.5498 -105.321
car_x16	232.5725	41.90176	5.55	0.000	149.7553 315.3896
car_x16	-83.18523	72.4845	-1.15	0.253	-226.4479 60.07746
car_x17	97.25088	67.99755	1.43	0.155	-37.14351 231.6453
car_x17	68.84281	46.38362	1.48	0.140	-22.83253 160.5182
car_x17	-155.0975	75.84889	-2.04	0.043	-305.0098 -5.185256
_cons	140.1252	24.56829	5.70	0.000	91.56699 188.6835

```
sigma_u      = 5.780308
sigma_e      = 5.2607342
rho          = .54695441 (fraction of variance due to u_i)
```

```
F test that all u_i=0: F( 155, 145) = 1.10 Prob > F = 0.2737
```

```
. mfx, eyex
```

```
Elasticities after xtreg
y = Xb (predict)
= 12.039739
```

variable	ey/ex	Std. Err.	z	P> z	[95% C.I.]	X
damp_icv	-4.875532	.52759	-9.24	0.000	-5.90958 -3.84148	11855.2
damp_icv_car_équité	.9346709	.11332	8.25	0.000	.712566 1.15678	1.6e+08
p60p	-4.904244	.85362	-5.75	0.000	-6.57731 -3.23118	63.1787
car_60pl	1.398897	1.20598	1.16	0.246	-.964775 3.76257	7.1009
car_x8	-.7005013	.50982	-1.37	0.169	-1.69973 .298724	53.8606
car_x8	-2.926117	.48596	-6.02	0.000	-3.87859 -1.97364	225925
car_x16	1.151341	.20938	5.50	0.000	.740966 1.56172	.059602
car_x16	-3.788794	3.30274	-1.15	0.251	-10.2621 2.68446	548368
car_x17	2.512691	1.75797	1.43	0.153	-.932859 5.95824	311073
car_x17	1.301611	.87757	1.48	0.138	-.418387 3.02161	227635
car_x17	-.7425824	.36362	-2.04	0.041	-1.45526 -.029907	057644

```
. est store urb2
```

```
. xtreg pauvreté damp_icv damp_icv_car_équité p60p car_60pl x8 car_x8 x16 car_x16 x17 car_x17 if (milieu==1& var_reltv_p > 0 <0), fe
```

```
Random-effects GLS regression              Number of obs   =           312
Group variable:   lident                      Number of groups =           156

R-sq:  within =   0.5561                      Obs per group:  min =           2
        between =  0.8155                      avg =           2.0
        overall  =  0.6966                      max =           2
```

```
Random effects u_i ~ Gaussian              Wald chi2( 11)  =           688.82
corr(u_i, X)      = 0 (assumed)           Prob > chi2    =           0.0000
```

pauvreté	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
damp_icv	-.0039581	.000223	-17.75	0.000	-.0043952 -.003521
damp_icv_car_équité	5.55e-08	4.33e-09	12.82	0.000	4.71e-08 6.40e-08
p60p	-.6337368	.0938077	-6.76	0.000	-.8175966 -.449877
car_60pl	-.7370674	1.004872	-0.73	0.463	-2.706581 1.232446
car_x8	.0418077	.0628794	0.66	0.506	-.0814335 1.65049
car_x8	-79.29759	13.04949	-6.08	0.000	-104.8741 -53.72106
car_x16	143.1403	23.02014	6.22	0.000	98.02162 188.2589
car_x16	-.8400535	36.35708	-0.22	0.822	-72.09861 70.4185
car_x17	1.47924	34.85861	0.04	0.966	-66.84168 69.80156
car_x17	-28.08947	27.01028	-1.04	0.298	-81.02865 24.84971
car_x17	39.24076	45.48413	0.86	0.388	-49.9065 128.388
_cons	106.68	11.69437	9.12	0.000	83.75944 129.6005

```
sigma_u      = 0
sigma_e      = 5.2607342
rho          = 0 (fraction of variance due to u_i)
```

```
. hausman urb2
```

Note: the rank of the differenced variance matrix (9) does not equal the number of coefficients being tested (11); be sure this is what you expect, or there may be problems computing the test. Examine the output of your estimators for anything unexpected and possibly consider scaling your variables so that the coefficients are on a similar scale.

	Coefficients			
	(b)	(B)	(b-B)	sqrt(diag(V_b-V_B))
	urb2		Difference	S.E.
damp_icv	-.0049514	-.0039581	-.0009933	.0004715
damp_icv_car_équité	7.09e-08	5.55e-08	1.53e-08	7.21e-09
p60p	-.9345836	-.6337368	-.3008468	.1308724
car_60pl	2.371862	-.7370674	3.10893	1.779843
car_x8	-.1565868	.0418077	-.1983945	.0949664
car_x8	-155.9354	-79.29759	-76.63779	22.03432
car_x16	232.5725	143.1403	89.4322	35.01186
car_x16	-83.18523	-.8400535	-82.34518	62.70699
car_x17	97.25088	1.47994	95.77094	58.38273
car_x17	68.84281	-28.08947	96.93228	37.70788
car_x17	-155.0975	39.24076	-194.3383	60.698

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(9) = (b-B)' [(V_b-V_B)^(-1)] (b-B)
= 45.09
Prob>chi2 = 0.0000

XII- Modèle pauvreté-croissance-égalité élargi. Cas de la baisse de la pauvreté dans les communes rurales

```
. xtreg pauvreté damp_icv damp_icv_car _égalité isf car_isf p60p car_60pl x7 car_x7 if (milieu==2 & var_reltv_p0<0), fe
```

```
Fixed-effects (within) regression      Number of obs   =      1236
Group variable:   ident                Number of groups =      618

R-sq:  within =   0.6527                Obs per group:  min =   2
        between =  0.5703                avg =   2.0
        overall  =  0.6012                max =   2

corr(u_i, Xb) =  -0.0615                F(9, 609)       =   127.20
                                                Prob > F        =   0.0000
```

pauvreté	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
damp_icv	-.0054223	.0003009	-18.02	0.000	-.0060134 - .0048313
damp_icv_car	-7.82e-08	5.73e-09	13.64	0.000	6.69e-08 8.94e-08
_égalité	-.3293638	.0829429	-3.97	0.000	-.4922525 - .1664751
isf	-4.920341	1.142012	-4.31	0.000	-7.1631 -2.677582
car_isf	.5428719	.1073656	5.06	0.000	.3320201 .7537236
p60p	-1.251291	.8555997	-1.46	0.144	-2.931575 .4289934
car_60pl	.056088	.0372973	1.50	0.133	-.0171589 .1293349
x7	-53.96604	8.742566	-6.17	0.000	-71.13528 -36.7968
car_x7	36.32203	11.52081	3.15	0.002	13.69669 58.94736
_cons	105.2735	9.124655	11.54	0.000	87.35384 123.1931
sigma_u	6.9182531				
sigma_e	6.9529779				
rho	.49749664				(fraction of variance due to u_i)

```
F test that all u_i=0:   F( 617, 609) =   1.29                Prob > F =   0.0009
```

```
. mfx, eyex
```

```
Elasticities after xtreg
```

```
y = Xb (predict)
```

```
= 25.528597
```

variable	ey/ex	Std. Err.	z	P> z	[95% C.I.]	X
damp_icv	-1.327999	.07442	-17.84	0.000	-1.47386 -1.18214	6252.28
damp_icv_car	.138818	.01023	13.57	0.000	.118767 .158869	4.5e+07
_égalité	-.8886052	.22388	-3.97	0.000	-1.3274 -.449806	68.8747
isf	-.7321268	.17002	-4.31	0.000	-1.06536 -.398891	3.79855
car_isf	.3462293	.06853	5.05	0.000	.211918 .480541	16.2815
p60p	-.4201412	.2873	-1.46	0.144	-.983239 .142956	8.57164
car_60pl	.1747456	.11621	1.50	0.133	-.053022 .402513	79.5359
x7	-.5391603	.08744	-6.17	0.000	-.710548 -.367772	.255049
car_x7	.1244938	.0395	3.15	0.002	.047076 .201911	.087499

```
. est store rur2
```

```
. xtreg pauvreté damp_icv damp_icv_car _égalité isf car_isf p60p car_60pl x7 car_x7 if (milieu==2 & var_reltv_p0<0), re
```

```
Random-effects GLS regression      Number of obs   =      1236
Group variable:   ident                Number of groups =      618

R-sq:  within =   0.5995                Obs per group:  min =   2
        between =  0.7557                avg =   2.0
        overall  =  0.6936                max =   2

Random effects u_i ~ Gaussian                Wald chi2( 9)    =   2743.61
corr(u_i, X)      =  0 (assumed)            Prob > chi2     =   0.0000
```

pauvreté	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
damp_icv	-.0071095	.0001841	-38.61	0.000	-.0074704 - .0067486
damp_icv_car	1.04e-07	3.77e-09	27.62	0.000	9.66e-08 1.11e-07
_égalité	-.8939349	.0505468	-17.69	0.000	-.9930049 -.794865
isf	-1.370353	.7862325	-1.74	0.081	-2.911341 .1706343
car_isf	.2366344	.0783591	3.02	0.003	.0830535 .3902154
p60p	-.8004445	.3620317	-2.21	0.027	-1.510014 -.0908754
car_60pl	.0250865	.0164948	1.52	0.128	-.0072427 .0574157
x7	-46.10672	5.256229	-8.77	0.000	-56.40874 -35.8047
car_x7	58.64063	7.885876	7.44	0.000	43.1846 74.09666
_cons	139.6798	4.896508	28.53	0.000	130.0829 149.2768
sigma_u	1.264284				
sigma_e	6.9529779				
rho	.0320052				(fraction of variance due to u_i)

```
. hausman rur2
```

Note: the rank of the differenced variance matrix (7) does not equal the number of coefficients being tested (9); be sure this is what you expect, or there may be problems computing the test. Examine the output of your estimators for anything unexpected and possibly consider scaling your variables so that the coefficients are on a similar scale.

	Coefficients		(b-B)	sqrt(diag(V_b-V_B))
	(b)	(B)	Difference	S.E.
damp_icv	-.0054223	-.0071095	.0016872	.000238
damp_icv_car	7.82e-08	1.04e-07	-2.59e-08	4.32e-09
_égalité	-.3293638	-.8939349	.5645711	.0657612
isf	-4.920341	-1.370353	-3.549988	.8282688
car_isf	.5428719	.2366344	.3062374	.0733978
p60p	-1.251291	-.8004445	-.4508461	.7752315
car_60pl	.056088	.0250865	.0310015	.0334516
x7	-53.96604	-46.10672	-7.859317	6.986023
car_x7	36.32203	58.64063	-22.31861	8.398926

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

```
chi2( 7) = (b-B)' [(V_b-V_B)^(-1)] (b-B)
          = 150.81
Prob>chi2 = 0.0000
```

Définition des variables (dynamique de la pauvreté communale)

Libellé	Définition
damp_icv	Dépense annuelle moyenne par personne déflatée par l'indice du coût de la vie (dépense par tête en termes réels).
damp_icv_car	Carré de la dépense annuelle moyenne par personne en termes réels.
_équité	C'est l'équité qui mesure le complément à un de l'indice de Gini
isf	L'indice synthétique de fécondité
car_isf	Carré de l'indice synthétique de fécondité
ampm	Age moyen au premier mariage
car_ampm	Carré de l'âge moyen au premier mariage
p60p	Proportion des personnes âgées de 60 ans et plus
car_p60p	Carré de la proportion des personnes âgées de 60 ans et plus
x5	Proportion de la population ayant un revenu
car_x5	Carré de la proportion de la population ayant un revenu
x7	Proportion des actifs occupés ayant le primaire et plus
car_x7	Carré de la proportion des actifs occupés ayant le primaire et plus
x8	Proportion d'actifs occupés ayant le secondaire et plus
car_x8	Carré de la proportion d'actifs occupés ayant le secondaire et plus
x10m	Proportion des actifs masculins ouvriers et artisans
car_x10m	Carré de la proportion des actifs masculins ouvriers et artisans
x11	Proportion des actifs exploitants agricoles
car_x11	Carré de la proportion des actifs exploitants agricoles
x14	Proportion des actifs exerçant dans la branche BTP
car_x14	Carré de la proportion des actifs exerçant dans la branche BTP
x16	Proportion des actifs salariés
car_x16	Carré de la proportion des actifs salariés
x17	Proportion des actifs indépendants
car_x17	Carré de la proportion des actifs indépendants
Sommaire	Pourcentage de l'habitat sommaire dans la commune
Electr	Proportion des ménages raccordés à l'électricité dans la commune

II- Modèle pauvreté-croissance-inégalité élargi

. xtreg t_pauv damp_réelle equité car_damp_réelle p_15 p_indépendant p_fond1 x, fe

Fixed-effects (within) regression
 Group variable: **c_prov**
 Number of obs = 165
 Number of groups = 55
 R-sq: within = 0.7279
 between = 0.8902
 overall = 0.8539
 Obs per group: min = 3
 avg = 3.0
 max = 3
 corr(u_i, Xb) = 0.0872
 F(7, 103) = 39.37
 Prob > F = 0.0000

t_pauv	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
damp_réelle	-.0001052	9.49e-06	-11.08	0.000	-.000124	-.0000863
equité	-.0100714	.0009613	-10.48	0.000	-.0119779	-.0081648
car_damp_réelle	4.35e-09	5.60e-10	7.76	0.000	3.24e-09	5.46e-09
p_15	.488091	.1102467	4.43	0.000	.2694428	.7067393
p_indépend-t	-.192135	.0721608	-2.66	0.009	-.335249	-.0490211
p_fond1	-.2934583	.0962188	-3.05	0.003	-.4842857	-.1026309
x	-.0128379	.0072682	-1.77	0.080	-.0272526	.0015768
_cons	1.289749	.1027992	12.55	0.000	1.085871	1.493627
sigma_u	.02702312					
sigma_e	.02841549					
rho	.47490046	(fraction of variance due to u_i)				

F test that all u_i=0: F(54, 103) = 2.42 Prob > F = 0.0001

. mfx, eyex

Elasticities after xtreg
 y = Xb (predict)
 = .17014813

variable	ey/ex	Std. Err.	z	P> z	[95% C.I.]	X
damp_réelle	-4.363848	.39795	-10.97	0.000	-5.14381	-3.58388		7060.38
equité	-3.837461	.36967	-10.38	0.000	-4.56201	-3.11291		64.8311
car_damp_réelle	1.39387	.18049	7.72	0.000	1.04012	1.74763		5.5e+07
p_15	.9840531	.22264	4.42	0.000	.547689	1.42042		.34304
p_indépend-t	-.3119458	.11723	-2.66	0.008	-.54171	-.082182		.276248
p_fond1	-.4311053	.14146	-3.05	0.002	-.708365	-.153846		.249956
x	-.0137184	.00777	-1.77	0.077	-.028945	.001508		.181818

Libellé	Définition
damp_réelle	Dépense annuelle moyenne par personne déflatée par l'indice du coût de la vie (dépense par tête en termes réels).
damp_réelle_car	Carré de la dépense annuelle moyenne par personne en termes réels.
equité	C'est l'équité qui mesure le complément à un de l'indice de Gini
p_15	Proportion des moins de 15 ans dans la province
p_indépendant	Proportion des indépendants dans la province
p_fond1	Proportion des personnes ayant le niveau fondamental1 dans la province
x	Variable dichotomique mesurant le niveau de pluviométrie dans la province : elle vaut 1 si le niveau de pluviométrie de l'année précédant l'année d'observation des données est plus important, 0 sinon.

Références bibliographiques

Abdelkhalek T. (2006), «Croissance économique et pauvreté au Maroc : quel lien ?», *Les Cahiers du Plan* n° 6, Haut Commissariat au Plan, Rabat.

Ali A. A. G., and Thorbecke, E. (1998), « Poverty in sub-Saharan Africa: Magnitude and Characteristics», AERC, Nairobi, in A. Bigsten et J. Levin (2001), «Growth, Income Distribution and Poverty : A Review», *Paper for the WIDER conference on Growth and Poverty*, Helsinki, 25-26 May.

Araar A. (2003), « The Shapley Value », Paper presented at the SISERA Training Workshop on Poverty Dynamics, 22-30 January, Kampala, Uganda.

Atkinson A. B. (1987), « On the Measurement of Poverty » *Econometrica*, Vol. 55.

Bhagwati J.N. (1988), « Poverty and Public Policy », *World Development*, n°16, in Lachaud J-P. (2006), « La croissance économique en Afrique sub-saharienne est-elle « pro-pauvres » ? Une investigation appliquée au Burkina Faso », Centre d'économie du développement, Université Montesquieu-Bordeaux IV

Banque Mondiale (2001)a, *Mise à Jour de la Pauvreté*, Volume II : Annexes, Rapport n° 21 506-MOR.

_____ (2001)b, *Combattre la pauvreté*, Rapport sur le Développement dans le Monde 2000/2001, Editions Eska pour la Banque mondiale, Paris.

_____ (1993), *Pauvreté ajustement et croissance au Maroc*, Rapport 11918 MOR. Volumes 1 & 2

_____ (1990), *Rapport sur le Développement dans le Monde, 1990 : la Pauvreté*. New York : Oxford University Press

Bigsten A. et Levin J. (2001), «Growth, Income Distribution and Poverty : A Review», *Paper for the WIDER conference on Growth and Poverty*, Helsinki, 25-26 May.

Bourguignon F., (2003). «The poverty-growth-inequality Triangle», *Conférence sur la pauvreté, inégalité et croissance*, Agence Française du Développement/ EU Development Network, Paris, Novembre 2003.

_____, (2002), *The growth elasticity of poverty reduction: explaining heterogeneity across countries and time periods*, working paper N°2002-03, DELTA, Paris.

Deininger K. et L. Squire (1998), «New ways of looking at old issues: inequality and growth», *Journal of Development Economics*, 57(1998) :259-287, the World Bank.

Demery, L. and Squire L. (1996), « Macroeconomic Adjustment and Poverty in Africa: An Emerging Picture » *World Bank Research Observer*.

Dollar D. et Kraay A. (2000), *Growth is good for the poor*, Working Paper N°2587, April, The World Bank, Washington D.C.,

- Duclos J.-Y. & A.Araar (2006), *Poverty and Equity : Measurement, Policy and Estimation with DAD*, Published by Springer & International Development Research.
- Duclos J.-Y. (2002), *Poverty and Equity : Theory and Estimation*, Département d'économique and CREFA, Université Laval, Canada.
- Essama Nssah B. (2000), *Inégalité, Pauvreté et Bien-être Social*, De Boeck Université, Bruxelles.
- Fields G. (2001), *Distribution and Development: a New Look at the Developing World*, MIT Press, Massachusetts, Institute of Technology, Cambridge, Massachusetts 02142.
- Foster J., Greer J. & Thorbecke E. (1984), «A Classe of Decomposable Poverty Measures», *Econometrica*, Vol 52 n° 3
- Ghura D. & al (2002), *Is Growth Enough ? Macroeconomic Policy and Poverty Reduction*, Working Paper N° 02/112, July, International Monetary Fund, Washington D.C.
- Goudie A. & P. Ladd (1999), "Economic Growth and Poverty and Inequality", *Journal of International Development* 11, 177-195, in A. Bigsten et J. Levin (2001), «Growth, Income Distribution and Poverty : A Review», *Paper for the WIDER conference on Growth and Poverty*, Helsinki, 25-26 May.
- Haut Commissariat au Plan, (2001), *Analyse du Profil et Dynamique de la Pauvreté: Un Fondement de l'Atténuation des Dénuements*, Direction de la Statistique, Rabat.
- Heltberg R. (2002), « The Growth Elasticity of Poverty », *Growth and Poverty*, A. F. Shorrocks et R. Van der Hoeven (dir.), Oxford University Press, Oxford.
- Kaboré T.S. (2003), «Dynamique de la pauvreté : Revue des approches de décomposition et application avec des données du Burkina Faso », UFR-SEG- Université de Ouagadougou.
- Kakwani N. (2001), *A Note on Growth and Poverty Reduction*, Mimeo Asian Development Bank.
- Kakwani N.&E. Pernia (2000), «What is pro-poor growth», *Asian Development Review* 16 (1).
- Kakwani N. (1997), *On measuring growth and inequality components of poverty with application to Thailand*, School of Economics- the University of New South Wales, Sydney
- 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.
- Kakwani N. (1993), *Poverty and Economic Growth with application to Côte d'Ivoire*, University of New South Wales.
- Kakwani N. (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.

Kyosuke K. & K. Takashi (2007), «Dynamics of Growth, Poverty, and Inequality : Panel Analysis of Regional Data from Philippines and Thailand», *Discussion Paper Series* n° 223, Hitotsubashi University Research Unit for Statistical Analysis in Social Sciences, Tokyo.

Lerman R. & S. Yitzhaki (1984) «A Note on the Calculation and Interpretation of the Gini Index» *Economics Letters* 15: 363-68.

Ravallion M. & Chen S. (2002), «Measuring Pro-Poor Growth», *Working Paper* 2666, World Bank, Washington.

_____ (1997), «What Can New Survey Data Tell Us about Recent Changes in Distribution and Poverty? », *World Bank Research Observer*, 11.

Ravallion M. & G. Datt (1992), «Growth and redistribution components of changes in poverty measures: A decomposition with application to Brazil and India in the 1980's», *Journal of Development economics* 38, 275- 295

Sen A. (1995), *Inequality Re-examined*, Cambridge Massachusetts: Harvard University Press, in Essama Nssah B. (2000), *Inégalité, Pauvreté & Bien-être Social*, Université De Boeck, Bruxelles

_____ (1976), «Poverty : An Ordinal Approach to Measurement». *Econometrica*, Vol 44 n°2, in Essama Nssah B. (2000), *Inégalité, Pauvreté & Bien-être Social*, Université De Boeck, Bruxelles

Son, H.H. (2003), «A Note on Measuring Pro-Poor Growth», mimeo, World Bank, Washington.

Soudi K. (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.

_____ (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.

_____ (2007), « Dynamiques de l'inégalité et de la pauvreté et croissance économique au Maroc », Mémoire présenté et accepté pour accéder au grade d'ingénieur en chef, Haut-Commissariat au Plan, Rabat.

_____ (2008), « Dynamiques de l'inégalité : tendances, déterminants et éléments de politiques », in *Les Cahiers du Plan* n° 17, Haut-Commissariat au Plan, Rabat.