

# La pauvreté permanente en Tunisie entre 2010 et 2020 : Quelles réalités ?

Chebli Mongi

*Université de Tunis El Manar, Faculté des sciences économique et de gestion de Tunis, Tunisie*

[cheblimongi@yahoo.fr](mailto:cheblimongi@yahoo.fr)

**Résumé**— Les travaux sur la pauvreté fondés seulement sur un indicateur du bien-être de court terme reste insuffisants pour tenir en compte des dynamiques intertemporelles de la pauvreté. La plupart des recherches consacrées à ce domaine se basent sur des données de nature statique. Or, cette approche peut être trompeuse lorsqu'on veut suivre le comportement d'un individu, d'un ménage ou d'un pays au cours du temps. La construction d'un indicateur de bien-être de long terme devient ainsi nécessaire afin de nous permettre de suivre les ménages sur plusieurs périodes.

Ainsi, nous procédons grâce à une nouvelle méthode pour la mesure de la pauvreté permanente en exploitant les avantages de la technique des pseudo-panels. Cette méthode s'appuie sur un modèle dynamique à erreurs composés. En effet, nous estimons d'abord les dépenses permanentes par cohorte en fonction des coefficients du modèle des dépenses permanentes choisis, puis nous procédons au calcul des dépenses permanentes pour chaque ménage en fonction de la part des dépenses permanentes dans les dépenses courantes correspondante à la cohorte dont il appartient.

**Mots clé**— pauvreté permanente, pseudo panels, inégalités, croissance.

## I. INTRODUCTION

Nous savons que les enquêtes de panel sont intéressantes et avantageuses pour l'analyse de la dynamique intertemporelle des comportements des individus ou des ménages. Puisque les informations disponibles en Tunisie proviennent des enquêtes quinquennales sur des échantillons de ménages différents, nous adoptons la méthodologie des cohortes afin de résoudre de ce problème. Cette méthode permet de bénéficier de certains des privilèges du panel, tel que la possibilité d'utiliser les variables dynamiques, tout en évitant la difficulté que pose le problème d'attrition correspondant à la perte de certaines informations entre deux dates différentes.

Pour pouvoir faire une analyse de la pauvreté permanente, nous calculons d'abord les dépenses permanentes pour chaque ménage. Ainsi, nous retenons la méthode qui consiste à suivre ces ménages selon leurs appartenances à la cohorte correspondante à leurs caractéristiques suivant un processus dynamique. En fonction de ces dépenses permanentes estimées, nous pouvons mesurer alors la pauvreté au niveau national, puis procéder à des décompositions de la pauvreté

globale en sous-groupes, en fonction des caractéristiques des ménages et de leurs chefs.

L'objectif de cet article est donc celui de mesurer et d'analyser la pauvreté permanente (de longue période) en Tunisie. En effet, l'analyse des dynamiques intertemporelles de la pauvreté s'avère importante. Nous essayons dans ce cadre de dépasser l'analyse classique basée sur une seule enquête pour mesurer la pauvreté courante ou permanente en construisant un indicateur du niveau de vie de long terme (dépenses de consommation permanentes). Ainsi, la dimension temporelle de la pauvreté sera abordée par la prise en considération des enquêtes consécutives, même si elles ne suivent pas les mêmes ménages.

La décomposition de la dynamique de la pauvreté sera aussi parmi les préoccupations de ce travail. Elle a pour objectif l'estimation de la contribution de certains facteurs importants, tels que la croissance et l'inégalité, à la variation de la pauvreté et la détermination des relations qui se dégagent entre ces agrégats, sur la base de l'indicateur représenté par les dépenses permanentes. Nous proposons ainsi d'appliquer la méthode de décomposition classique de Kakwani (1993).

Ce travail renferme cinq sections. Nous commençons par l'estimation des échelles d'équivalences permettant de transformer la taille des ménages en équivalent adulte. Nous exposons dans la deuxième section la méthode et les résultats de l'estimation des dépenses de consommation permanentes en utilisant trois enquêtes, celle de 2000, 2005 et 2010. En troisième lieu, nous présentons une analyse de la pauvreté permanente déterminée à partir des dépenses de consommation permanentes calculées. Et enfin, nous menons une analyse de la relation pauvreté, croissance et inégalités d'un cadre dynamique, à partir du calcul des élasticités.

## II. ESTIMATION DE L'ECHELLE D'EQUIVALENCE

Rappelons que l'analyse de la pauvreté nécessite un rangement des ménages selon un niveau de bien-être donné. Cela requiert l'utilisation des échelles d'équivalence qui permettent de comparer le niveau de vie des ménages disposant des spécificités démographiques et des revenus (ou dépenses de consommation) différents, en prenant en compte des coûts des enfants par rapport à ceux des adultes et des

économies d'échelle au sein d'un ménage<sup>1</sup>. En pratique, il s'agit de l'estimation des coefficients qui dépendent des spécificités du ménage où les enfants, en fonction de leur âge, sont considérés en termes de fractions d'adultes. La somme de ces fractions forme la taille du ménage.

Afin d'estimer les paramètres de l'équation (I.1), nous retenons les variables explicatives suivantes :

- Le log de la valeur des dépenses de consommation totales des ménages par tête ;
- Le log de la taille du ménage ;
- La proportion des personnes dans le ménage en fonction de leurs âges, respectivement moins de 6 ans, 6 à 11 ans ; 12 à 18 ans et 19 et plus ;
- Le sexe du chef de ménage : masculin ;
- Le statut matrimonial du chef de ménage : marié.

Les résultats de l'estimation de l'équation (I.1) sur les données Tunisiennes des années 2010 et 2005 sont affichés dans l'annexe (tableau C.1) :

Ainsi, on peut remarquer que :

- Comme prévu, le logarithme des dépenses de consommation totales par tête aussi que le logarithme de la taille du ménage sont négativement corrélés à la part des dépenses de consommation alimentaire dans la consommation totale, comparés aux résultats espérés du modèle d'Engel, et ce pour les deux périodes.

- Les facteurs pris en compte dans le modèle n'expliquent que 24,78% de la variance de la part alimentaire pour la période 2010 et 30,54 % pour la période 2005.

- Les paramètres estimés correspondants au logarithme des dépenses de consommation par tête et au logarithme de la taille du ménage sont significativement différent de zéro.

- Les paramètres correspondants à la proportion des enfants dans le ménage ne sont significatifs que pour les enfants dont l'âge compris entre 12 et 18 ans, et ce pour les deux périodes. le paramètre d'échelle  $\theta$  est égale à **0,13** pour la période 2010 et à **0,66** pour la période 2005. Par conséquent, le calcul des coefficients de l'expression (I.3) n'est possible que pour le coefficient  $\lambda_{12-18} = \frac{(x_1/x_0)^{\lambda_{12-18}}}{(x_1/x_0)^{Adulte}}$ , qui est égale à 0,68 en 2010 et 0,48 en 2005.

- Pour simplifier les calculs de l'échelle d'équivalence, nous suivons Lachaud (2000, p.2) et on suppose que  $n_0 = 2$ . Ainsi, on peut exprimer le coût relatif en termes de dépenses totales d'un ménage composé de deux adulte et d'une personne additionnelle d'un âge donné,  $x_1$ , par rapport à un ménage de référence composé de deux adultes,  $x_0$ , et l'équation (I.4) devient :

$$C_E = \frac{x_1}{x_0} = \exp\left[1 - (\beta_2/\beta_1)\right] \ln\left(\frac{3}{2}\right) + \frac{\delta_A - \delta_E}{3\beta_1} \quad (1)$$

En conséquence, pour la période 2010, l'échelle d'équivalence est :

$$EQ = (A + E_{0-11} + 0,68E_{12-18})^{0,13}$$

Alors que pour la période 2005, l'échelle d'équivalence est :

$$EQ = (A + E_{0-11} + 0,48E_{12-18})^{0,66}$$

<sup>1</sup> Dans Deaton, A. (1997, p.215).

### III. ESTIMATION DES DEPENSES PERMANENTES A PARTIR DES DONNEES EN PSEUDO-PANEL

Afin d'analyser la pauvreté permanente, il est indispensable en premier lieu d'estimer les dépenses permanentes par équivalent adulte. Pour ce faire, en présence de plusieurs enquêtes transversales, nous allons exploiter la notion de cohorte. Un modèle dynamique à erreurs composées sera utilisé.

#### A. Spécification du modèle estimé dans le cadre de ce travail

Selon Ravallion (1988, p.1174), le bien-être (revenu ou dépenses de consommation) d'un ménage  $i$  à la période  $t$ ,  $y_{it}$ , peut être décrit par l'expression suivante :

$$y_{it} = v(X_i, \varepsilon_t) \quad (2)$$

Où  $v$  est une fonction au moins deux fois différentiable ;  $X_i$  et  $\eta_t$  sont les déterminants du revenu (dépenses de consommation). La fonction  $v$  peut être interprétée comme une fonction d'utilité indirecte en  $X_i$ .  $X_i$  est un vecteur de caractéristiques individuelles à temps constant et  $\eta_t$  est une variable aléatoire de moyenne nulle.

En supposant que les dépenses courantes d'un ménage  $i$  à une période  $t$  suivent un processus dynamique. Nous pouvons l'écrire sous la forme suivante :

$$y_{it} = \alpha y_{it-1} + X_{it}\beta + \theta_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Avec  $y_{it}$  représente le logarithme des dépenses courantes du ménage  $i$  à la période  $t$ ,  $y_{it-1}$  est la variable dépendante retardée,  $X_{it}$  est le vecteur des variables explicatives du ménage  $i$  à la période  $t$ ,  $\beta$  représente les coefficients relatifs à  $X$  et  $\theta_i$  est l'effet individuel aléatoire invariant dans le temps.

L'utilisation des paramètres autorégressifs découle de la définition même du bien être (revenu ou des dépenses de consommation) qui est conditionné par les déterminants statiques et dynamiques.

Nous supposons que l'expression des dépenses courantes s'écrit en fonction des dépenses permanentes et des dépenses transitoires de la manière suivante <sup>2</sup>:

$$y_{it} = y_{it}^p + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

Avec  $y_{it}^p$  représente le logarithme des dépenses permanentes du ménage  $i$  à la période  $t$  et  $\varepsilon_{it}$  représente le logarithme des dépenses transitoires du ménage  $i$  à la période  $t$ .

Ainsi, l'estimateur des dépenses permanentes peut être donné par la relation suivante :

$$y_{it}^p = \hat{\alpha} y_{it-1} + X_{it}\hat{\beta} + \hat{\theta}_i \quad (5)$$

<sup>2</sup> Friedman, M. considère que les décisions des individus se font en fonctions des grandeurs permanentes plutôt qu'en fonction des grandeurs observables.

Etant donné que nous n'avons pas de vrais panels, nous utilisons l'approche de Deaton (1985) pour construire des cohortes. Ainsi, on utilise des moyennes des données individuelles comme unités constituant les pseudo-panels. Lorsqu'on regroupe les ménages en cohortes, en calculant les moyennes des observations pour chacune, on aboutit au modèle suivant :

$$\bar{y}_{ct}^p = \hat{\alpha} \bar{y}_{ct-1} + \bar{X}_{ct} \hat{\beta} + \bar{\theta}_c \quad (6)$$

Avec :

$$\bar{y}_{ct}^p = \frac{1}{n_{ct}} \sum_{j=1}^{n_{ct}} y_{it}$$
 est le logarithme des dépenses

permanentes de la cohorte  $c$  à la période  $t$  ;  $\bar{y}_{ct-1}$  est la variable dépendante retardée représentant le logarithme des dépenses courantes de la cohorte  $c$  à la période  $t - 1$ .

Pour estimer ce modèle, nous utilisons la méthode des variables instrumentales qui consiste à instrumenter la variable dépendante retardée  $\bar{y}_{ct-1}$ . Nous supposons que  $\bar{y}_{it-1}$  dépend de variables variant dans le temps et de variables invariants dans le temps. Ainsi, on a :

$$\bar{y}_{ct-1} = \bar{W}_{ct-1} \alpha_1 + \bar{Z}_c \alpha_2 + \bar{\varepsilon}_{ct-1} \quad (7)$$

Où  $\bar{W}_{ct-1}$  est un vecteur de variables qui varient dans le temps et  $\bar{Z}_c$  est n vecteur de variables invariant dans le temps.

Nous estimons le modèle par la méthode des moindres carrés ordinaires.

Pour pouvoir calculer les dépenses permanentes pour chaque ménage appartenant aux différentes cohortes à une période  $t$ , nous allons estimer les valeurs des dépenses permanentes par cohorte en fonction des coefficients du modèle des dépenses permanentes.

### B. Construction des cohortes

Les cohortes doivent être construites selon des règles bien établies. Les variables servant de critères ne doivent pas être modifiées d'une cohorte à une autre et elles doivent être percevables à chaque période. Pour la construction de nos cohortes, on regroupe les ménages issus d'une même enquête au sein d'une cohorte selon les variables invariantes dans le temps, soit : la date de naissance du chef de ménage classée en catégories d'intervalle égal à dix ans (cinq modalités), son niveau de scolarisation (quatre modalités) et son sexe (deux modalités). Avec ces variables, on obtient 40 cohortes. Ainsi, on a :

- La date de naissance du chef de ménage : la première catégorie regroupe les ménages dont l'âge de son chef est inférieur à 30 ans en 2005 et 35 ans en 2010, alors la dernière catégorie regroupe les ménages dont l'âge de son chef est supérieur à 60 ans en 2005 et à 65 ans en 2010 ;

- Le niveau de scolarisation du chef de ménage : analphabète, primaire, secondaire et supérieur ;

- Le sexe du chef de ménage : masculin et féminin.

En effet, on a regroupé dans la cohorte 1 des individus de sexe masculin dont l'âge est inférieur à 30 ans en 2005, soit inférieur à 35 ans en 2010, analphabète. Pour la cohorte 2, on utilise le même sexe, le même niveau de scolarisation que pour la cohorte 1, mais on passe à la classe d'âge suivante, soit [30,40[ en 2005 correspondant à [35,45[ en 2010. Ainsi, la construction de toutes les cohortes continue en ce sens. On observe que certaines cohortes ne contiennent pas assez

d'observations parce que l'effectif de ces cohortes n'est pas suffisant au départ. On a regroupé, donc, certaines cohortes qui comprenaient peu d'observations. Les cellules trop petites sont agrégées avec les cellules adjacentes selon le critère de l'âge. On a obtenu finalement 36 cohortes au lieu de 40 (voir annexe).

### C. Résultats de l'estimation du modèle

Dans cette section, nous allons exposer les résultats d'estimation du modèle présenté précédemment. Pour ce faire, nous avons choisi les variables suivantes comme variables explicatives pour expliquer le logarithme des dépenses de consommation courantes par cohorte : Type de ménage ; région de résidence ; Strate ; Catégorie socioprofessionnelle du chef de ménage ; Nombre d'enfants dans le ménage ; Nombre d'actifs dans le ménage.

Les variables de référence sont : Personne seule (type du ménage), Grand Tunis (région), Grandes villes (strate), chômeurs (catégorie socioprofessionnelle du chef de ménage).

Puisque les cohortes sont des regroupements de plusieurs ménages partageant un certain nombre de caractéristiques. Il est donc logique de concevoir qu'il pourrait exister une certaine forme d'hétéroscédasticité groupée entre les cohortes dès que la taille des cohortes diffère d'une période à une autre et d'une cellule à une autre. Si cette hypothèse est vérifiée, alors les tests d'hypothèse ne sont plus valides mêmes si les estimateurs sont convergents. Dans notre analyse, l'hétéroscédasticité des erreurs sera corrigée en pondérant les observations par  $\sqrt{n_{ct}}$ , où  $n_{ct}$  est l'effectif de la cohorte  $c$  à la période  $t$ .

Pour s'assurer que le modèle à effets aléatoires choisi est adapté à nos données, nous avons procédé aux tests économétriques suivants :

#### 1) Test de Fisher d'existence de l'effet spécifique

Plusieurs stratégies de tests permettent de rechercher l'existence ou non d'effets spécifiques dans un modèle de panel. Nous retenons celle de Fisher. Le but de ce test, consiste à distinguer entre l'effet spécifique (existence des caractéristiques spécifiques pour chaque cohorte) et l'effet commun (absence des caractéristiques spécifiques pour chaque cohorte). Ainsi, nous effectuons un test de significativité globale sur les  $(n - 1)$  effets spécifiques aux cohortes.

Selon ce test, sous l'hypothèse d'indépendance et de normalité des résidus, on construit une statistique de Fisher pour tester ces  $(n - 1)$  restrictions linéaires. Sous l'hypothèse alternative, les coefficients  $\beta_i$  sont tous égaux mais les constantes diffèrent selon les ménages. On a donc  $nT - n - K$  degrés de liberté et la statistique de Fisher peut être définie par l'expression suivante :

$$F = \frac{(SCR_{2,c} - SCR_{1,c}) / (n-1)}{SCR_{1,c} / (n*(t-1) - k)} \quad (8)$$

Où :

$n$  : Le nombre de cohortes.

$k$  : Le nombre de variables explicatives.

$T$  : Le nombre de périodes.

$SCR_{1,c}$  : La somme des carrés des résidus du modèle (3) sous l'hypothèse nulle d'égalité des coefficients du modèle.

$SCR_{1,c}$  : La somme des carrés des résidus du modèle (3) sous l'hypothèse alternative.

On dispose ainsi d'un échantillon de  $n * T$  observations pour déterminer les coefficients communs  $\alpha$  et  $\beta$  de cette expression. On applique alors la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO).

On doit choisir le modèle le plus approprié en fonction du résultat du test de  $F$ .

Si la probabilité d'acceptation de l'hypothèse nulle est inférieure à 5%, on dit que nous avons un effet spécifique et nous passons au modèle à effets individuels (modèle à effets aléatoires ou modèle à effets fixes).

Dans notre cas, le test de Fisher indique que le modèle est globalement significatif jusqu'au seuil de 5% ( $F(27,9) = 4,6344$  et  $Prob > F = 0.0000$ ). Les effets spécifiques aux cohortes sont donc globalement significatifs.

## 2) Test de Breusch-Pagan d'existence d'effets aléatoires

Breusch et Pagan (1980) ont proposé un test du Multiplicateur de Lagrange (LM), fondé sur les résidus obtenus suite à l'application des MCO, pour le modèle à effets aléatoires. Ce test permet de valider empiriquement le choix d'un modèle à erreurs composées. Sous l'hypothèse nulle, LM suit un Chi-deux à un degré de liberté. Il s'agit de tester l'hypothèse nulle de présence des effets aléatoires contre l'hypothèse alternative suivant la statistique de Chi-deux.

Les hypothèses à tester est le suivant :

$$\begin{cases} H_0: \sigma_u^2 = 0 \\ H_1: \sigma_u^2 \neq 0 \end{cases} \quad (9)$$

Où  $\sigma_u^2$  désigne la variance de l'erreur spécifique de la cohorte.

La statistique du test est définie par :

$$LM = \frac{nT}{2(T-1)} \left[ \frac{\sum_{i=1}^n [\sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_{it}^2]^2}{\sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_{it}^2} - 1 \right] \sim \chi^2(1) \quad (10)$$

Le résultat du test est le suivant:  $\chi^2(1) = 4,75$  et  $Prob > \chi^2(1) = 0.0146$ . Ainsi, on peut remarquer que les effets aléatoires sont globalement significatifs au seuil de 5%. Le test accepte alors la spécification d'une structure à erreurs composées.

Les principaux résultats de l'estimation du modèle dynamique représentant les dépenses permanentes sont exposés dans le tableau suivant.

Tableau 1 : Résultats de l'estimation du modèle dynamique à effets aléatoires après correction de l'hétéroscédasticité

Variables		Coefficient	t-Statistic
Constante	C	0.085	2.077
La variable dépendante retardée		-0.021	-2.050
Localisation géographique	Nord Est	-11.145	6.712
	Nord Ouest	-10.076	9.271
	Centre Est	9.107	12.150
	Centre Ouest	-6.751	6.869
	Sud Est	-11.010	5.261
	Sud Ouest	-7.949	6.516
Catégorie socio professionnelle	Cadres et professions libérales supérieurs	8.823	1.981
	Cadres et professions libérales moyens	3.300	1.448
	Autres employés	-0.816	-0.332
	Patrons de l'industrie, du commerce et des services	3.125	1.697
	Artisans et indépendants dans l'industrie	-2.757	-1.051
	Ouvriers non agricoles	7.321	81.625
	Exploitants agricoles	13.221	18.098
	Ouvriers agricoles	-0.818	-0.136
	Retraité	6.312	2.545
	Autres inactifs	1.790	0.890
Type de ménage	Couples sans enfant	-4.072	-27.228
	Couples avec enfants	1.156	6.762
	Ménages monoparentales	3.772	5.107
	Autres ménages	3.780	5.627
Niveau d'instruction	Primaire	0.177	0.258
	Secondaire	0.609	0.660
	Supérieur	0.391	0.285
Nombre d'enfant		0.725	-10.625
Nombre d'actifs		0.385	-0.948
Petites et moyennes communes		-2.796	-5.230
Milieu non communal		-5.092	-9.028
$R^2$ ajusté		0.35	

Si on analyse l'effet des variables qui expliquent les dépenses courantes sur des données en pseudo panel, on constate bien que :

- les variables qui sont vérifiées comme déterminants classiques des dépenses courantes sur des données transversales dans la littérature le sont aussi dans notre cas sauf pour quelques unes, à cause des inconvénients du passage des observations individuelles aux cohortes puisque la moyenne présente un certain nombre d'inconvénients (sensibilité aux valeurs extrêmes).

- Les dépenses de consommation totales varient dans le même sens que le niveau d'instruction mais les coefficients ne sont pas significatifs.

- Les signes des variables petites et moyennes communes et milieu non communal sont significativement négatifs. Ainsi, la résidence dans les grandes villes a un effet sur la consommation relativement plus important que les autres strates.

- Concernant le type de ménage, les signes de différents variables correspondantes, comparativement à la variable de référence, personne seule, sont aussi attendus. Ainsi, l'existence d'enfants est lui aussi a un impact significativement positif sur la consommation des ménages.

Pour pouvoir procéder à une analyse en termes de pauvreté permanente, on a procédé à estimer les valeurs des dépenses permanentes pour chaque ménage appartenant aux différentes cohortes en fonction de la parts des dépenses permanentes dans les dépenses courantes pour chaque cohorte, déterminé selon le modèle (6), donnée par l'expression suivante :

$$M_c = \frac{y_{ct}^p}{y_{ct}} \quad (11)$$

Avec :

$M_c$  : La part des dépenses permanentes dans les dépenses courantes de la cohorte  $c$  ;

$y_{ct}$  : Les dépenses courantes de la cohorte  $c$ .

Les dépenses permanentes du ménage  $i$  à la période  $t$  est alors décrite par la relation suivante :

$$y_{it}^p = M_c * y_{it} \quad (12)$$

Les valeurs de  $M_c$  sont affichés dans le tableau C.3<sup>3</sup>.

Les résultats et l'analyse de décomposition de la pauvreté permanente basée sur cette approche seront présentés au niveau national, régional et sectoriel dans la section suivante<sup>4</sup>.

## VI. RESULTATS DE MESURE DE LA PAUVRETE PERMANENTE

Après avoir estimé les dépenses permanentes par équivalent adulte, nous menons dans cette section une analyse des dynamiques temporelle et spatiale de la pauvreté afin de mettre en évidence les disparités régionales et sectorielles. Pour ce faire, deux indices de mesure de la pauvreté, issue de la famille Foster, Greer et Thorbecke (FGT), seront utilisés à savoir l'incidence ((FGT(0)) et la profondeur de pauvreté ((FGT(1))<sup>5</sup>.

### A. Le profil de la pauvreté permanente nationale

Selon le tableau suivant, on peut conclure que la pauvreté nationale a diminué, quelque soit l'indice retenu. Le calcul de l'incidence de la pauvreté permanente selon le seuil demi-médiane des dépenses permanentes par équivalent adulte

<sup>3</sup> Concernant les ménages dont les informations sont incomplètes et n'appartiennent à aucune cohorte nous proposons d'accorder la valeur 1 à la part des dépenses permanentes dans les dépenses courantes. C'est-à-dire que les dépenses permanentes sont égales aux dépenses courantes pour chaque ménage.

<sup>4</sup> La comparaison de la pauvreté entre les deux périodes nécessite l'usage d'un indicateur approprié permettant l'harmonisation des dépenses permanentes des périodes 2005 et 2010. Pour y faire nous utiliserons l'indice total des prix à la consommation (ICP). Pour la mesure de la pauvreté en 2010 et en 2005, le même seuil sera utilisé pour les deux distributions des dépenses permanentes qui est la demi-médiane des dépenses permanentes de la période 2010.

<sup>5</sup> Le calcul de toutes les mesures de la pauvreté dans ce travail est effectué par l'auteur à l'aide du logiciel Excel.

indique les tendances de la pauvreté présentés par l'INS<sup>6</sup>. Cette baisse peut s'expliquer essentiellement par la croissance du niveau de vie (des dépenses de consommation) entre 2005 et 2010, comme c'est indiqué dans le tableau C.2.

Tableau 2 : Incidence de la pauvreté permanente nationale

Seuils	2005	2010
Seuil officiel		
Seuil de pauvreté	23,3	15,5
Seuil de pauvreté extrême	7,6	4,6
0,5 médiane		
Dépenses permanentes par équivalent adulte - modèle dynamique-	20,34	18,13

Cependant, l'analyse de la pauvreté permanente au niveau national masque des évolutions distinctes selon l'appartenance du ménage à un sous-groupe économique et sociodémographique. Une analyse par sous-groupe est alors indispensable.

### B. Répartition de la pauvreté permanente par zone géographique

La localisation géographique des ménages s'avère être un déterminant important de la pauvreté. L'analyse des taux de pauvreté permanente est en faveur d'une disparité de pauvreté permanente entre les différentes strates du pays, comme le montre le tableau suivant. L'examen de la pauvreté permanente par zone géographique, en 2010, montre que la pauvreté permanente est plus importante en milieu non communal comparée aux autres strates, quelque soit l'indice de pauvreté pris en compte. En termes d'incidence, 32,76% des individus résidant dans les milieux non communaux sont pauvres permanents, contre 5,85% dans les grandes villes et 12,57% dans les petites communes. Ainsi, la pauvreté permanente en Tunisie demeure un phénomène essentiellement non communal avec une contribution de 64,4 % à l'incidence de la pauvreté permanente nationale. Bien que ce constat reste également vérifié lorsqu'on considère la profondeur de la pauvreté permanente (FGT(1)). La même conclusion peut être tirée en examinant la pauvreté de la période 2005 mais avec des taux différents.

Il faut noter que ces taux sont différents si on utilise les seuils de pauvreté de l'INS. En effet, l'incidence de la pauvreté prend les valeurs 15,5% à l'échelle nationale, 22,6% dans les zones non communales, 9% dans les grandes villes et 14% dans les petites communes pour l'année 2010 ; et 23,3% à l'échelle nationale, 31,5% dans les zones non communales, 15,4% les grandes villes et 22,1% dans les petites communes pour l'année 2005 si le seuil de pauvreté considéré est le seuil bas. Alors que si le seuil de pauvreté considéré est le seuil haut l'incidence de la pauvreté prend les valeurs 4,6% à l'échelle nationale, 9,2% dans les zones non communales, 1,3% les grandes villes et 2,9% dans les petites communes pour l'année 2010 ; et 7,6% à l'échelle nationale, 13,4% dans les zones non communales et 2,2% dans les grandes villes, 6,5% dans les petites communes pour l'année 2005.

Tableau 3: Taux de pauvreté permanente selon la strate

<sup>6</sup> Le rapport de 2012.

	Part de la population	FGT(0)	FGT(1)	CRPN	
				FGT(0)	FGT(1)
Grandes villes	0,2439	0,0585	0,0135	0,0787	0,0586
Petites communes	0,3998	0,1257	0,0336	0,2773	0,2385
Milieu non communal	0,3564	0,3276	0,1110	0,6440	0,7029

L'analyse régionale de la pauvreté permanente montre un différentiel inter-régional non négligeable de la pauvreté permanente. En effet, le tableau 4, qui présente davantage des précisions sur la pauvreté permanente au niveau des régions, indique que la population des pauvres permanents se concentre dans les régions du l'Ouest de la Tunisie. Ainsi, l'incidence de la pauvreté permanente est de 33,74 % dans la région du Nord Ouest et à son maximum dans la région du Centre Ouest, soit 34,5 % en 2010.

Au contraire, les régions du District de Tunis et du l'Est du pays enregistrent les taux les plus faibles. En effet, cette pauvreté permanente atteint son minimum dans le District de Tunis avec des taux égaux à 7,19% en 2010 et 11,10% en 2005 alors que dans les régions du Centre Est ces taux sont 8,38% en 2010 et 11,71%. Nous remarquons également que la pauvreté permanente s'aggrave plus dans le milieu non communal du Nord Ouest et du Centre Ouest, soient respectivement 43,59% et 44,61%, en 2010. Les résultats de l'année 2005 indiquent la décomposition de la pauvreté précédente et montre que parmi les régions les plus pauvres sont les zones non communales du Centre Ouest avec un taux d'environ 58,68%. La profondeur de la pauvreté permanente offre la même image que l'incidence sur la répartition de la pauvreté permanente en Tunisie.

Le tableau 4 présente aussi la contribution de chaque région de résidence du ménage à la pauvreté permanente nationale. En effet, environ 28,85% de l'incidence de la pauvreté permanente nationale est due au Centre Ouest et environ 25,62% est due au Nord Ouest, contre presque 7% due au grand Tunis et 8% due au Centre Est et Sud Est.

Tableau 4 : Taux de pauvreté permanente selon la région

	Ensemble		CRPN	
	FGT(0)	FGT(1)	FGT(0)	FGT(1)
Grand Tunis	0,0719	0,0170	0,0699	0,0532
Nord Est	0,1666	0,0481	0,1257	0,1169
Nord Ouest	0,3374	0,1144	0,2562	0,2797
Centre Est	0,0838	0,0224	0,0861	0,0741
Centre Ouest	0,3450	0,1187	0,2885	0,3197
Sud Est	0,1271	0,0366	0,0748	0,0695
Sud Ouest	0,1710	0,0467	0,0988	0,0869

## VI. ANALYSE DYNAMIQUE DES VARIATIONS DE LA PAUVRETE EN TUNISIE

Empiriquement, plusieurs chercheurs ont essayé de mettre en évidence la relation entre la croissance économique, l'inégalité et la pauvreté. Ainsi, la décomposition des variations de la pauvreté s'avère essentielle pour mieux

ISSN : 2356-5608

appréhender l'impact de la croissance et l'impact de l'inégalité sur les changements de la pauvreté. L'idée est de mettre en interférence les notions de croissance, d'inégalité et de la pauvreté dans le cadre de la dynamique intertemporelle de la pauvreté.

### A. Résultats et interprétations

Les résultats de la décomposition de la variation de la pauvreté permanente selon l'approche de Kakwani (1993), en vue de la compréhension des interactions entre la pauvreté, la croissance et l'inégalité sont, respectivement, affichés dans les tableaux 5, 6 et 7. L'exposition et l'interprétation de ses résultats seront faites d'abord au niveau national, puis selon les différentes strates (grandes villes, petites communes et milieu non communal) et enfin en fonction de différentes localisations géographiques du pays<sup>7</sup>. Les tableaux ci-dessous présentent les élasticités des indices de pauvreté permanente par rapport à la croissance (dépenses permanentes par équivalent adulte) et par rapport à l'inégalité (indice de Gini) et le taux marginal proportionnel de substitution.

Tableau 5 : Elasticités des indices de pauvreté par rapport à la croissance et à l'inégalité -2010 et 2005-

	Mesure de pauvreté	Dépenses permanentes par équivalent adulte		
		Elasticité croissance	Elasticité inégalité	TMS
2010	FGT(0)	-1,7954	3,1834	1,7731
	FGT(1)	-2,1990	6,6722	3,0342
	FGT(2)	-2,3489	9,7112	4,1344
2005	FGT(0)	-2,3028	3,7191	1,6150
	FGT(1)	-2,8697	7,2497	2,5263
	FGT(2)	-3,2102	10,4147	3,2443

En effet, il ressort du tableau précédent que :

En premier lieu, nous constatons que les valeurs absolues des élasticités de la pauvreté par rapport aux dépenses permanentes par équivalent adulte et par rapport à l'inégalité sont supérieures à l'unité, et ce pour toutes les mesures de la pauvreté. Ainsi, toute augmentation de la croissance économique (accroissement des dépenses permanentes), produirait une diminution de différentes mesures de la pauvreté de façon plus que proportionnelle, lorsque l'inégalité reste inchangée, d'un côté. D'un autre côté, toute aggravation de l'inégalité engendrait un accroissement plus que proportionnelle de la pauvreté, lorsque la croissance reste inchangée. Cependant, si la variation des dépenses permanentes par équivalent adulte est négative, le niveau de pauvreté risque d'accroître plus si cette variation n'est pas suivie par une baisse des inégalités.

En second lieu, l'examen de ces élasticités au cours du temps indique nettement que les valeurs de l'élasticité de la pauvreté par rapport aux dépenses permanentes par équivalent adulte et celles de l'élasticité de la pauvreté par rapport à l'inégalité sont toutes diminuées en valeur absolue entre la période 2005 et la période 2010. En effet, les élasticités de la pauvreté par rapport aux dépenses permanentes sont passées

<sup>7</sup> Dans cette section les calculs sont réalisés à l'aide du logiciel DAD 4.6.

de -2,3028 à -1,7954, de -2,8697 à -2,1990 et de -3,2102 à -2,3489 respectivement pour l'incidence, la profondeur et la sévérité. On peut constater également de ces résultats que ces élasticités tendent à augmenter avec le coefficient d'aversion pour la pauvreté,  $\alpha$ . Ainsi, la croissance économique (augmentation des dépenses permanentes) peut améliorer la situation des plus pauvres, toute chose étant égale par ailleurs.

En troisième lieu, dans le cas où une augmentation de l'inégalité des dépenses permanentes est observée, toutes choses étant égales par ailleurs, la pauvreté s'aggravera au niveau de l'ensemble du pays. En effet, une augmentation de 1% de l'indice de Gini entraînerait une hausse de l'incidence, de la profondeur et de la sévérité de la pauvreté comprise entre 3,18 et 9,71 en 2010 et entre 3,71 et 10,41 en 2005. Ainsi, toute augmentation de l'inégalité devrait être équilibrée par une augmentation plus que proportionnelle des dépenses permanentes afin de maintenir la pauvreté stable. En fait, l'aggravation des inégalités simule généralement plus la pauvreté, dans ses trois dimensions, qu'une hausse des dépenses permanentes dans les mêmes proportions.

En quatrième lieu, le calcul du taux marginal proportionnel de substitution (TMS) qui permet d'estimer les proportions avec lesquels se fait la compensation entre l'effet de la croissance et l'effet de l'inégalité afin de maintenir la pauvreté inchangée montre que, pour les deux périodes, toute augmentation des inégalités devrait être compensée par un accroissement plus que proportionnel des dépenses permanentes par équivalent adulte (TMPS > 1). Cette compensation est d'autant plus sensible à la mesure de la pauvreté. En effet, une augmentation de l'indice de Gini de 1% se compense par une croissance des dépenses permanentes comprise entre 1,61%, en 2005 et 1,77% en 2010 lorsqu'on s'intéresse à l'incidence de la pauvreté. Ces proportions deviennent comprises entre 3,24% en 2005 et 4,13% en 2010 lorsque la sévérité de la pauvreté est prise en compte.

	Petites communes	FGT(0)	-1,7595	2,0381	1,1583
		FGT(1)	-2,4640	5,0126	2,0343
		FGT(2)	-3,3184	8,1607	2,4592
	Milieu non communal	FGT(0)	-1,9442	2,0048	1,0312
		FGT(1)	-2,9489	5,0720	1,7200
		FGT(2)	-3,1470	7,3075	2,3221
2005	Grandes villes	FGT(0)	-3,0543	6,6003	2,1610
		FGT(1)	-3,8338	11,4456	2,9854
		FGT(2)	-3,8786	14,7033	3,7909
	Petites communes	FGT(0)	-2,6250	4,8419	1,8445
		FGT(1)	-3,2758	8,8867	2,7128
		FGT(2)	-3,5913	12,3133	3,4286
	Milieu non communal	FGT(0)	-2,0125	2,0562	1,0217
		FGT(1)	-2,6002	4,6784	1,7992
		FGT(2)	-3,0176	7,1266	2,3617

L'analyse de la décomposition de la variation de la pauvreté par strate selon l'approche de Kakwani (1993) en termes des dépenses permanentes par équivalent adulte montre, comme au niveau national, que la sensibilité de la pauvreté par rapport à la croissance a diminué en valeur absolue entre 2005 et 2010, pour les trois strates, selon les trois mesures de la pauvreté sauf pour la profondeur et la sévérité de la pauvreté du milieu non communal. Par exemple, l'élasticité de l'incidence de pauvreté par rapport aux dépenses permanentes est passée, entre 2005 et 2010, de -3,05 à -2,68 dans les grandes villes et de -2,01 à -1,94 en milieu non communal. L'évolution de cette sensibilité devient de plus en plus importante lorsqu'on tient compte des autres mesures de pauvreté. Par ailleurs, la sensibilité de la profondeur de pauvreté par rapport à l'évolution des dépenses permanentes est passée de -3,83 à -3,33 dans les grandes villes et de -2,6 à -2,95 en milieu non communal. Egalement, la sensibilité de la sévérité de la pauvreté est diminuée, en valeur absolue. Elle est passée de -3,88 en 2005 à -3,65 en 2010 dans les grandes villes, de -3,59 en 2005 à -3,31 en 2010 dans les petites communes et de -3,02 en 2005 à -3,15 en 2010 en milieu non communal. De même, on peut observer que l'élasticité de la pauvreté par rapport à la croissance est plus importante, en valeur absolue, en milieu non communal que dans les grandes villes ou dans les petites communes. Ce qui implique que le milieu non communal est plus sensible à la variation de la croissance. En effet, ces résultats indiquent que la croissance économique (l'augmentation des dépenses permanentes par équivalent adulte) a contribué à diminuer plus la pauvreté en milieu non communal comparativement aux autres strates. Ainsi, il nécessiterait plus de croissance économique pour baisser la pauvreté en milieu non communal, à inégalité stable.

Concernant la sensibilité de la pauvreté par rapport à l'inégalité (indice de Gini), nous constatons que les élasticités correspondantes sont plus supérieures dans les grandes villes que dans les petites communes et dans le milieu non communal. Ce qui implique qu'il y a une sensibilité plus élevée de la pauvreté dans les grandes villes par rapport à la variation de l'inégalité. Ainsi, toute élévation de 1% de l'indice de Gini entraîne une aggravation de l'incidence de pauvreté de 7,71 dans les grandes contre, 2,03 dans les petites communes et 2 dans le milieu non communal, toutes choses étant égales par ailleurs. Ceci indique que toute politique économique de lutte contre la pauvreté basée sur la réduction

Tableau 6 : Elasticités des indices de pauvreté par rapport à la croissance et à l'inégalité selon la strate -2010 et 2005-

	Mesure de pauvreté	Dépenses permanentes par équivalent adulte			
		Elasticité croissance	Elasticité inégalité	TMS	
2010	Grandes villes	FGT(0)	-2,6825	7,7183	2,8773
		FGT(1)	-3,3319	13,4639	4,0409
		FGT(2)	-3,6559	18,2733	4,9983

ISSN : 2356-5608

de l'inégalité possède plus d'effet dans les grandes villes et les petites communes qu'en milieu non communal. La même remarque peut être tirée si on utilise la profondeur (FGT(1)) ou la sévérité de pauvreté (FGT(2)).

#### B. Estimation de l'effet croissance et de l'effet inégalité sur la variation de la pauvreté permanente

Les élasticités des indices de pauvreté par rapport à la croissance des dépenses permanentes par équivalent adulte et par rapport à l'indice d'inégalité estimées peuvent être utilisées pour déterminer l'effet de la croissance et de l'inégalité sur la variation de la pauvreté permanente. Ainsi, on peut prédire le taux de croissance économique nécessaire, toutes choses étant égales par ailleurs, à la réduction de la pauvreté permanente et de voir comment les variations des niveaux d'inégalité peuvent affecter cette réduction. Dans un premier temps, nous fixons l'inégalité pour s'assurer qu'une croissance peut provoquer des effets bénéfiques sur la réduction de la pauvreté. Dans un second temps, nous faisons changer le taux de variation de l'inégalité de 1% pour s'assurer, aussi, que si la croissance économique est accompagnée par une aggravation de l'inégalité, il est envisageable d'assister à une augmentation de la pauvreté.

Les deux tableaux 7 et 8 suivants affichent les résultats de l'estimation de la variation de la pauvreté à l'aide des élasticités par rapport aux dépenses de consommation permanentes par équivalent adulte et par rapport à l'inégalité au niveau national et au niveau de chaque strate.

En effet, les résultats reportés dans le tableau 7, dans le cas où la variation de l'inégalité est neutre, indiquent clairement que la pauvreté sous ces différentes formes (incidence, profondeur ou sévérité) diminue et le rythme de cette diminution augmente avec l'accroissement de la croissance économique. De plus, on peut constater que la réduction de la pauvreté est plus rapide que l'augmentation du taux de croissance économique. Par exemple si le taux de croissance est de l'ordre de 4% alors l'incidence de la pauvreté pourrait diminuer annuellement au rythme de 7,18% au niveau national, 10,73% dans les grandes villes, 7,04% dans les petites communes et 7,78% en milieu non communal. Considérant la profondeur de la pauvreté, ces pourcentages sont respectivement de 8,8%, 13,33%, 9,86% et 11,8%. L'amplitude de cette diminution de la pauvreté devienne plus importante lorsqu'il s'agit de la sévérité de pauvreté, elle est de l'ordre de 9,4 %, 14,62 %, 13,27% et 12,59% respectivement. Par ailleurs, on peut souligner que les mesures profondeur et sévérité de pauvreté sont plus sensibles que l'incidence de pauvreté à l'augmentation des dépenses de consommation.

Tableau 7 : Effet de la croissance des dépenses permanentes sur la pauvreté permanente à inégalité inchangée

Mesure de pauvreté	Incidence de pauvreté permanente en 2010	Effet de l'augmentation de la croissance sur la variation de la pauvreté	
		Augmentation de 1%	Augmentation de 4%
Tunisie			
FGT(0)	0,1813	-0,018	-0,0718
FGT(1)	0,0563	-0,022	-0,088
FGT(2)	0,0266	-0,0235	-0,094
Grandes villes			
FGT(0)	0,0585	-0,0268	-0,1073

ISSN : 2356-5608

FGT(1)	0,0135	-0,0333	-0,1333
FGT(2)	0,0048	-0,0366	-0,1462
Petites communes			
FGT(0)	0,1257	-0,0176	-0,0704
FGT(1)	0,0336	-0,0246	-0,0986
FGT(2)	0,0138	-0,0332	-0,1327
Milieu non communal			
FGT(0)	0,3276	-0,0194	-0,0778
FGT(1)	0,111	-0,0295	-0,118
FGT(2)	0,0559	-0,0315	-0,1259

Le tableau 8 montre qu'une augmentation de l'inégalité de 1% implique un ralentissement de l'effet de la croissance économique sur la réduction de la pauvreté permanente. Ainsi, une diminution du rythme de réduction de la pauvreté dans ses trois mesures, voire une augmentation de la pauvreté permanente a été observée. En effet, lorsque la croissance économique augmente de 1%, l'incidence de pauvreté risque de s'accroître à un rythme annuel de l'ordre de 1,39% au niveau national, 5,04% dans les grandes villes, 0,28% dans les petites communes et 0,06% en milieu non communal. Cet accroissement de la pauvreté permanente serait plus élevé si la profondeur de pauvreté est considéré, soit respectivement à un rythme égal à 4,47 %, 10,13%, à 2,55% et à 2,12%, et plus important selon la sévérité de pauvreté, soit respectivement à un rythme qui vaut 7,36%, 14,62%, 4,84% et 4,16%. Cela indique que les plus pauvres seront les plus affectés par l'augmentation de l'inégalité. En effet, pour faire annuler l'effet inégalité le taux de croissance doit être supérieur ou égal à 2% pour l'incidence de la pauvreté, pour toutes les strates. Pour que cette diminution touche les différentes mesures de la pauvreté, un taux de croissance supérieur ou égal à 4% sera nécessaire.

Tableau 8 : Effet de la croissance des dépenses permanentes sur la pauvreté permanente suite à une augmentation de l'inégalité de 1%

Mesure de pauvreté	Incidence de pauvreté permanente en 2010	Effet de l'augmentation de la croissance sur la variation de la pauvreté	
		Augmentation de 1%	Augmentation de 4%
Tunisie			
FGT(0)	0,1813	0,0139	-0,04
FGT(1)	0,0563	0,0447	-0,0212
FGT(2)	0,0266	0,0736	0,0032
Grandes villes			
FGT(0)	0,0585	0,0504	-0,0301
FGT(1)	0,0135	0,1013	0,0014
FGT(2)	0,0048	0,1462	0,0365
Petites communes			
FGT(0)	0,1257	0,0028	-0,05

FGT(1)	0,0336	0,0255	-0,0484
FGT(2)	0,0138	0,0484	-0,0511
Milieu non communal			
FGT(0)	0,3276	0,0006	-0,0577
FGT(1)	0,111	0,0212	-0,0672
FGT(2)	0,0559	0,0416	-0,0528

Le tableau 9 suivant présente les résultats de l'estimation du rythme annuel de la variation de la pauvreté due à la croissance du PIB avec un taux annuel supposé égal à 3,5% et aussi les taux de croissance nécessaire pour réduire la pauvreté selon l'équation (II.7), en utilisant les mêmes élasticités calculées précédemment, toutes choses étant égales par ailleurs. En effet, on peut conclure qu'à un rythme de croissance égal à 3,5%, à inégalité inchangée, l'incidence de pauvreté permanente nationale doit baisser annuellement au rythme de 6,28%, la profondeur de pauvreté au rythme de 7,7% et la sévérité de pauvreté au rythme de 8,22%. Ainsi, en 2020, l'incidence de la pauvreté permanente aura passé de 18,13% à 9,47%, la profondeur de pauvreté aura passé de 5,63% à 2,53% et la sévérité aura passé de 2,66% à 1,13% à l'échelle nationale. Si l'inégalité augmente de 1%, les rythmes de baisse diminuent jusqu'à atteindre 3,1% pour l'incidence, 1,02% si la profondeur est considérée, alors que la pauvreté augmente si on utilise la sévérité comme mesure. De cette façon l'incidence, la profondeur et la sévérité de la pauvreté nationale deviennent, respectivement, 13,23%, 5,08% et 3,08%<sup>8</sup>.

Par ailleurs, pour faire réduire la pauvreté permanente nationale de 10%, nos estimations montrent que des taux de croissance économique entre 4,26% et 5,57% doivent être assurés selon la mesure adoptée, si l'inégalité reste inchangée. Ces taux deviennent compris entre 7,34% et 8,39% si l'inégalité augmente de 1%. Les résultats d'estimation relatifs à chaque strate sont reportés dans le tableau suivant.

Tableau 9 : Estimation des variations de la pauvreté et de la croissance

Mesure de pauvreté	Variation de la pauvreté due à un taux de croissance du PIB égal à 3,5% à inégalité inchangée	Variation de la pauvreté due à un taux de croissance du PIB égal à 3,5% si l'inégalité augmente de 1%	Variation du taux de croissance nécessaire pour réduire la pauvreté de 10% à inégalité inchangée	Variation du taux de croissance nécessaire pour réduire la pauvreté de 10% si l'inégalité augmente de 1%
Tunisie				
FGT(0)	-0,0628	-0,031	0,0557	0,0734
FGT(1)	-0,077	-0,0102	0,0455	0,0758
FGT(2)	-0,0822	0,0149	0,0426	0,0839
Grandes villes				
FGT(0)	-0,0939	-0,0167	0,0373	0,0661
FGT(1)	-0,1166	0,018	0,03	0,0704
FGT(2)	-0,128	0,0548	0,0274	0,0773
Petites				

<sup>8</sup> Les résultats de prévision de la pauvreté de 2020 au niveau national et pour chaque strate figurent en annexe (tableau 4.1).

communes				
FGT(0)	-0,0616	-0,0412	0,0568	0,0684
FGT(1)	-0,0862	-0,0361	0,0406	0,0609
FGT(2)	-0,1161	-0,0345	0,0301	0,0547
Milieu non communal				
FGT(0)	-0,068	-0,048	0,0514	0,0617
FGT(1)	-0,1032	-0,0525	0,0339	0,0511
FGT(2)	-0,1101	-0,0371	0,0318	0,055

### Conclusion

Dans ce travail, nous nous sommes intéressées à l'estimation et à l'analyse de la pauvreté en Tunisie par le moyen d'une approche monétaire basée sur les dépenses de consommation permanentes par équivalent adulte comme indicateur de bien-être, estimées à partir des données des enquêtes 2010, 2005 et 2000 et en exploitant les avantages de la technique des pseudo-panels moyennant un modèle dynamique à erreurs composés, via la méthode des variables instrumentales. L'échelle d'équivalence a été estimée économétriquement en utilisant un modèle qui prend en compte le moindre coût des enfants et les économies d'échelle. Nous avons choisi la demi-médiane comme seuil de pauvreté. Le deuxième but était de vérifier empiriquement la relation dynamique entre la pauvreté, la croissance économique et l'inégalité dans le cas Tunisien selon dépenses permanentes.

Sur la base de cette approche, nos résultats prouvent que la pauvreté en Tunisie a connu une diminution entre 2005 et 2010. Ainsi, au niveau national, l'incidence de la pauvreté permanente a passé de 20,34% à 18,13%. Une analyse selon la strate nous montre que cette baisse est principalement observée dans les grandes villes, les petites et moyennes communes. Au contraire, les résultats révèlent une pauvreté plus forte au milieu non communal. En outre, presque 61% des ménages pauvres résident dans ce milieu. Concernant les régions les plus pauvres, on trouve le Centre Ouest et le Nord Ouest, avec un taux de pauvreté de l'ordre d'environ 34% pour les deux régions.

L'analyse des élasticités de la pauvreté par rapport aux dépenses permanentes par équivalent adulte et par rapport à l'inégalité selon l'approche statique de Kakwani indique l'importance de la croissance économique dans le processus de la réduction de la pauvreté dans le cas de la Tunisie. En effet, les résultats obtenus montrent que plus que la croissance a été importante, plus que la diminution de la pauvreté a été remarquable. Ainsi, la réduction de la pauvreté requiert non seulement l'incitation à la croissance économique mais aussi la diminution de l'inégalité dans la distribution des dépenses permanentes. Nous avons aussi montré qu'au rythme de croissance de 3,5%, toutes choses étant égales par ailleurs, l'incidence de la pauvreté permanente sera 9,47% en 2020. Un exercice de simulation effectué sur l'effet de la croissance sur la réduction de la pauvreté permanente montre que la réduction de 10% de l'incidence de la pauvreté permanente nécessite un rythme de croissance des dépenses permanentes, toutes choses étant égales par ailleurs, égal à presque 5,57% au bout d'une année.

### Annexes

#### a) L'échelle de l'équivalence :

Pour le choix de l'échelle de l'équivalence, nous adoptons le modèle d'Engel. En effet, Deaton (1997) indique que la notion d'échelle d'équivalence doit tenir compte, d'une part, des coûts relatifs des enfants par rapport à celui des adultes, puisque la consommation d'un enfant n'est pas identique à celle d'un adulte ; et d'autre part des économies d'échelles, puisque les ménages de grande taille profitent d'économies d'échelles sur les achats groupés ou l'utilisation commune de biens. Ainsi, Deaton (1997, p.249) propose l'expression suivante afin de tenir compte des économies d'échelles :

$$w_i = \sigma + \beta_1 \ln(x/n) + \beta_2(1 - \theta) \ln(n) + \sum \delta_j \eta_{ji} + \gamma_i Z \quad (I.1)$$

$w_i$  représente la part des dépenses alimentaires du ménage  $i$ ,  $x$  est la dépense totale du ménage,  $n$  exprime la taille du ménage,  $\eta_{ji}$  indique la proportion de personnes dans le ménage  $i$  appartenant à la catégorie  $j$  (adultes, enfants),  $Z$  représente les autres caractéristiques socioéconomiques et démographiques du ménage Et  $\beta_1$ ,  $\beta_2$ ,  $\delta_j$  et  $\gamma_i$  sont les paramètres à estimer.

Cutler et Katz (1992, p.6) proposent une échelle d'équivalence à deux dimensions permettant de tenir compte de la taille du ménage aussi que de la répartition des personnes au sein du ménage entre adultes et enfants. Ainsi, le nombre équivalent des individus dans le ménage peut être déterminé par l'expression suivante :

$$n_e = (n_a + \lambda n_c)^\theta \quad (I.2)$$

Avec  $n_e$ ,  $n_a$  et  $n_c$  désignent, respectivement, le nombre équivalent de personne, le nombre d'adultes et le nombre d'enfants.

A partir de cette formulation de Cutler et Katz (1992), Lachaud (1998) propose de décomposer le nombre d'enfants en deux groupes afin d'estimer les paramètres de l'échelle d'équivalence. Pour cette estimation nous retenons quatre groupes d'âge. Les adultes (dont l'âge est supérieur à 18 ans), les adolescents (dont l'âge est compris entre 12 et 18 ans) ; les enfants (dont l'âge est compris entre 6 ans et 11 ans) ; et les jeunes enfants (dont l'âge est inférieur à 6 ans). En s'inspirant de Lachaud (1998, p.3), notre échelle d'équivalence peut être exprimée par la relation suivante :

$$EQ = (A + \lambda_{0-6}E + \lambda_{7-11} + \lambda_{12-18}E)^\theta ; \quad \lambda_{0-11} < 0 \text{ et } \theta < 1 \quad (I.3)$$

Où  $EQ$  est la valeur de l'échelle d'équivalence (la taille de la famille en équivalent adulte),  $A$  est le nombre d'adultes de plus de 18 ans dans le ménage,  $E$  est le nombre d'enfants dans le ménage,  $\lambda_{0-6}$  ;  $\lambda_{7-11}$  et  $\lambda_{12-18}$  sont, respectivement, les coefficients d'équivalence entre les adultes et les jeunes enfants de 0 à 6 ans, les adultes et les enfants de 7 à 11 ans et enfin les adultes et les adolescents de 12 à 18ans et  $\theta$  le facteur d'économie d'échelle au sein du ménage. Le paramètre d'échelle  $\theta$  qui est égal à  $[1 - (\beta_2/\beta_1)]$ .

A partir de l'équation précédente, il est possible de dériver les coûts relatifs des enfants d'une catégorie  $j$  par rapport à un ménage de référence. Supposons que le ménage de référence est exprimé par  $x_0$  et celui avec un enfant additionnel par  $x_1$ . Le coefficient du coût relatif en termes de dépenses de

consommation totales du ménage  $x_1$  comparativement au ménage  $x_0$  peut être donnée par :

$$C_E = \frac{x_1}{x_0} = \exp[(1 - (\beta_2/\beta_1)) \ln\left(\frac{n_0 + 1}{n_0}\right) + \frac{\delta_A - \delta_E}{(n_0 + 1)\beta_1}] \quad (I.4)$$

Avec  $\delta_A$  et  $\delta_E$  représentent, respectivement, les coefficients des adultes et des enfants du ménage de référence.  $n_0$  représente la taille du ménage de référence<sup>9</sup>.

#### b) L'approche de Kakwani

Kakwani (1993) propose une nouvelle méthode qui permet d'identifier et analyser la relation entre la pauvreté, l'inégalité et la croissance économique à partir de la dérivation des élasticités de la pauvreté par rapport au revenu moyen (ou dépenses de consommation moyenne) et à l'inégalité. Ces élasticités nous permettent d'estimer les changements de la pauvreté dus à la fois aux variations de revenu (ou des dépenses de consommation) et à celles de l'indice d'inégalité.

Kakwani (1993, p.122) suppose qu'une mesure de la pauvreté  $\theta$  dépend de trois facteurs à savoir le seuil de pauvreté ( $z$ ), le revenu moyen ou les dépenses de consommation moyenne et l'inégalité des revenus ou des dépenses de consommation apprécié par la courbe de Lorenz caractérisée par les coefficients  $m_1, m_2, \dots, m_k$ . Kakwani considère aussi que, pour un seuil de pauvreté fixe, il est possible de décomposer les variations de la pauvreté en deux effets : effet de croissance, lorsque la répartition des revenus ou des dépenses de consommation ne varie pas et effet inégalité, lorsque le revenu moyen (ou la moyenne des dépenses) reste inchangé. Ainsi on peut écrire :

$$d\theta = \left(\frac{\partial \theta}{\partial \mu}\right) d\mu + \sum \left(\frac{\partial \theta}{\partial m_i}\right) dm_i \quad i = 1, \dots, k \quad (II.1)$$

Où  $k$  est le nombre de coefficient caractérisant la courbe de Lorenz.

Kakwani (1993) indique aussi qu'on peut mettre en évidence ces deux effets en utilisant les indices de la classe  $FGT(P_\alpha)$ . S'agissant de l'élasticité de la pauvreté par rapport à une variation de revenu moyen, Kakwani présente les formules suivantes :

$$\eta_{P_\alpha} = \frac{\partial P_\alpha}{\partial \mu} \frac{\mu}{P_\alpha} = -\alpha \frac{(P_{\alpha-1} - P_\alpha)}{P_\alpha} < 0 \text{ si } \alpha \geq 1 \quad (II.2)$$

$$\eta_{P_0} = \frac{\partial P_0}{\partial \mu} \frac{\mu}{P_0} = z \frac{f(z)}{P_0} \text{ si } \alpha = 0 \quad (II.3)$$

L'élasticité  $\eta_{P_\alpha}$  est toujours négative et se traduit comme le pourcentage de pauvres qui dépassent le seuil de pauvreté  $z$  à la suite d'une hausse de 1% du revenu moyen (ou des dépenses de consommation moyenne)  $\mu$ , à distribution constante.

<sup>9</sup> On pose  $n_0 = 2$ . L'expression (I.4) détermine alors les dépenses de consommation totales d'un ménage composé de deux adultes et d'un enfant par rapport à un ménage sans enfant.

Concernant l'effet de l'inégalité sur la pauvreté, Kakwani montre que son estimation est plus délicate dans la mesure où une distribution de revenus ou des dépenses de consommation peut évoluer de plusieurs manières.

Pour avoir une idée sur l'importance de cet effet, Kakwani montre que la courbe de Lorenz se déplace en fonction d'un coefficient  $\lambda$  selon l'expression suivante :

$$L^*(p) = L(p) - \lambda[p - L(p)] \quad (II.4)$$

Où  $\lambda$  correspond à une variation proportionnelle de l'indice de Gini. Ce qui signifie que lorsque  $\lambda > 0$ , la courbe de Lorenz se déplace vers l'extérieur, produisant ainsi une plus grande inégalité ; et vice versa si  $\lambda < 0$ . La part du revenu ou des dépenses de consommation détenue par la proportion  $p$  de la population la plus pauvre est donnée par  $L(p)$ . Plus cette part est élevée plus la distribution des revenus ou des dépenses de consommation sera équitable. Et  $L^*(p)$  représente le pourcentage cumulé du revenu ou des dépenses de consommation par tête.

Selon Kakwani (1993, p.127), si l'indice de pauvreté passe de  $p_0 = f(z)$  à  $p_0^* = f(z^*)$ , alors un déplacement de la courbe de Lorenz selon l'expression (II.4) sera égale à un changement du seuil de pauvreté de  $z$  à  $z^*$  suite à une variation de l'inégalité, toutes choses étant égales par ailleurs.

À partir de l'équation (II.4), Kakwani (1993) propose d'estimer l'élasticité de la classe  $\epsilon$  des mesures de la pauvreté par rapport à l'indice de Gini comme suit :

$$\epsilon_{p_\alpha} = \eta_{p_\alpha} + \frac{\alpha\mu}{z} \frac{p_\alpha - 1}{p_\alpha} \quad (II.5)$$

Lorsque  $\alpha = 0$ , l'élasticité inégalité de revenu ou des dépenses de consommation sera donnée par l'expression suivante :

$$\epsilon_{p_0} = (z - \mu) \frac{f'(z)}{H} \quad (II.6)$$

Dans la mesure où la pauvreté est influencée par le revenu moyen (ou des dépenses de consommation moyenne) et l'inégalité, il est possible d'établir une relation entre ces deux facteurs. Pour ce faire, Kakwani (1993, p.128) propose une décomposition de la variation d'un indice de pauvreté de la manière suivante :

$$\frac{d\theta}{\theta} = \eta_\theta \frac{d\mu}{\mu} + \epsilon_\theta \frac{dG}{G} \quad (II.7)$$

Finalement, l'évaluation de l'impact d'un changement de revenu moyen (ou des dépenses de consommation moyenne) et de l'impact d'un changement de l'inégalité sur la pauvreté nous permet de calculer le taux marginal proportionnel de substitution (*TMS*). Il est égal au rapport entre l'élasticité de la pauvreté par rapport à la variation du revenu (ou des dépenses de consommation) et l'élasticité de la pauvreté par rapport à la variation de l'indice de Gini. Formellement, il est décrit par la relation suivante :

$$TMS = \frac{\partial \mu}{\partial G} \frac{G}{\mu} = - \frac{\epsilon_\theta}{\eta_\theta} \quad (II.8)$$

Ce taux présente le pourcentage d'accroissement de revenu moyen (ou des dépenses de consommation moyenne) indispensable pour que la pauvreté soit maintenue constante, suite à une variation de 1% de l'inégalité, mesurée par l'indice de Gini.

### c) Les tableaux

Tableau C.1 : Résultats de l'estimation de la courbe d'Engel sur les données Tunisiennes

Variables explicatives	2010		
	Coefficients	Ecart type	t- student
Constante	1,128918	0,016907	66,77378
Log de la dépense totale par tête	-0,081469	0,001772	-45,9740
Log de la taille des ménages	-0,071537	0,003816	-18,7467
Démographie			
Enfants < à 6 ans	0,001583	0,010826	0,146239
Enfants entre 6 à 12 ans	-	-	-
Enfants entre 12 et 18 ans	-0,055834	0,011087	-5,03586
Adultes > 18 ans	-0,052275	0,008755	-5,97094
Instruction du chef de ménage			
Primaire	-0,011271	0,002533	-4,45045
Secondaire	-0,021615	0,002989	-7,23249
Supérieur	-0,031571	0,004719	-6,69079
Statut matrimonial du chef de ménage			
Marié	0,006568	0,004390	1,49608
Sexe du chef de ménage			
Masculin	-0,067718	0,007815	-8,66490
$R^2$ corrigé			0,2478
Taille de l'échantillon			11281

Variables explicatives	2005		
	Coefficients	Ecart type	t- student
Constante	1,251706	0,015318	81,71423
Log de la dépense totale par tête	-0,100405	0,001760	-57,0515
Log de la taille des ménages	-0,066120	0,002636	-25,0869
Démographie			
Enfants < à 6 ans	-0,004821	0,011116	-0,43373
Enfants entre 6 à 12 ans	-	-	-
Enfants entre 12 et 18 ans	-0,024199	0,011002	-2,19947
Adultes > 18 ans	-0,015648	0,009054	-1,72822
Instruction du chef de ménage			
Primaire	-0,020253	0,002685	-7,54404
Secondaire	-0,031938	0,003206	-9,96262
Supérieur	-0,046894	0,005078	-9,23567
Statut matrimonial du chef de ménage			
Marié	0,026583	0,004256	6,24626
Sexe du chef de ménage			
Masculin	-0,001681	0,004134	-0,40666
$R^2$ corrigé			0,3054
Taille de l'échantillon			12318

Tableau C.2 : Nombre de ménages et dépenses moyennes par équivalent adulte par cohorte

Cohorte	Nombre des ménages par cohortes		Dépenses moyennes par équivalent adulte	
	2010	2005	2010	2005
1	38	9	4770,19	2463,81
2	174	145	5060,78	2169,50
3	330	312	6647,36	2604,93
4	538	467	7440,20	3873,87
5	1541	1978	6782,24	4091,35
6	308	81	6214,58	3318,74
7	888	745	6485,21	3295,98
8	1422	1542	8132,89	3859,80
9	705	842	9503,18	4479,55
10	335	568	9879,71	5450,54
11	181	45	8207,04	4323,46
12	836	688	9034,58	5041,35
13	783	974	11524,31	5896,75
14	559	637	13535,45	7188,02
15	185	232	11972,48	7888,01
16	69	12	12519,78	8252,16
17	263	191	15287,19	9710,55
18	213	251	17415,97	10329,88
19	147	174	20085,11	11284,04
20	52	98	19352,86	11836,78
21	32	15	2688,97	2008,80
22	94	58	5529,44	2286,20
23	174	167	5672,10	3211,85
24	227	249	7539,61	4301,59
25	602	820	5458,42	3580,69
26	47	26	4838,71	2154,83
27	86	94	5884,57	4795,05
28	131	159	7871,22	4579,25
29	75	112	8456,68	5649,52
30	55	51	7133,90	4642,80
31	22	11	8034,50	5174,08
32	47	35	7575,44	4239,21
33	39	42	11790,53	5680,38
34	39	42	10288,77	7478,65
35	21	20	13375,85	8612,05
36	21	39	16513,91	10921,70

1	2010	0,999	2005	1,000
2	2010	0,454	2005	2,055
3	2010	1,089	2005	0,921
4	2010	0,946	2005	1,053
5	2010	0,645	2005	1,644
6	2010	0,840	2005	1,094
7	2010	0,771	2005	1,269
8	2010	0,881	2005	1,140
9	2010	1,116	2005	0,887
10	2010	1,327	2005	0,692
11	2010	1,116	2005	0,947
12	2010	0,762	2005	1,280
13	2010	0,836	2005	1,220
14	2010	1,702	2005	0,567
15	2010	0,995	2005	1,005
16	2010	1,029	2005	0,988
17	2010	0,894	2005	1,100
18	2010	1,277	2005	0,767
19	2010	1,130	2005	0,875
20	2010	1,067	2005	0,915
21	2010	1,012	2005	0,992
22	2010	1,110	2005	0,921
23	2010	0,794	2005	1,254
24	2010	0,945	2005	1,061
25	2010	0,675	2005	1,581
26	2010	0,975	2005	1,019
27	2010	0,836	2005	1,206
28	2010	1,150	2005	0,857
29	2010	0,770	2005	1,377
30	2010	0,735	2005	1,345
31	2010	1,021	2005	0,985
32	2010	1,000	2005	1,000
33	2010	0,917	2005	1,094
34	2010	1,162	2005	0,855
35	2010	1,046	2005	0,957
36	2010	0,925	2005	1,113

Tableau C.3 : Estimation de la part des dépenses permanentes dans les dépenses courantes

Cohorte	Année	Part des dépenses permanentes dans les dépenses courantes	Année	Part des dépenses permanentes dans les dépenses courantes
---------	-------	---	-------	---

Tableau C.4 : Prédiction de la pauvreté en 2020

Mesures de pauvreté	La pauvreté en 2020 due au taux de croissance du PIB égal à 3,5% à inégalité inchangée	La pauvreté en 2020 due au taux de croissance du PIB égal à 3,5% et à une augmentation de l'inégalité de 1%
---------------------	--	---

Tunisie		
FGT(0)	0,0947	0,1323
FGT(1)	0,0253	0,0508
FGT(2)	0,0113	0,0308
Grandes villes		
FGT(0)	0,0218	0,0494
FGT(1)	0,0039	0,0161
FGT(2)	0,0012	0,0082
Petites communes		
FGT(0)	0,0666	0,0825
FGT(1)	0,0136	0,0233
FGT(2)	0,004	0,0097
Milieu non communal		
FGT(0)	0,1619	0,2003
FGT(1)	0,0373	0,0647
FGT(2)	0,0174	0,0383

## REFERENCES

- [1] R. Abul Naga et E. Bolzani, "Poverty and Permanent Income : A Methodology for Cross-Section Data", Annales d'Economie et de Statistique, n°81, 2006.
- [2] J. Ben Rejeb, "Performance des données non panélistées à l'identification des indicateurs de bien-être à long terme", Journées de Microéconomie, 2006.
- [3] J. Ben Rejeb, "Quantification de la pauvreté permanente sur la base de données non panélistées", Revue Economique, vol. 59, n°2, 2008.
- [4] K. Bird et A. Shephred, "Livelihoods and chronic poverty in semi-arid Zimbabwe", World Development, vol. 31, n°3, pp 591-611, 2003.
- [5] F. Bourguignon, "The Growth Elasticity of Poverty Reduction : Explaining Heterogeneity across Countries and Time Periods", Dans T. EICHER & S. TURNOVSKY (rédacteurs), « Inequality and growth : Theory and policy implications », pp 3-26, 2003.
- [6] S., Chaudhuri, J. Jalan et A. Suryahadi, "Assessing Household Vulnerability to Poverty for Cross-sectional Data: A Methodology and Estimates from Indonesia", New York, Discussion Paper n°0102-52, Department of Economics, Columbia University, 2002.
- [7] G. Cruces et Q. Wodon, "Transient and Chronic Poverty in Turbulent Times: Argentina 1995-2002", Economics Bulletin, vol. 9, n°3, 2003b.
- [8] D. Cutler et L. Katz, "Rising inequality? Changes in the distribution of income and consumption in the 1980's", American Economic Review, 82, p. 546-551, 1992.
- [9] G. Datt et M. Ravallion, "Growth and Redistribution Components of Changes in Poverty Measures: A Decomposition with Applications to Brazil and India in the 1980s", Journal of Development Economics, n°38, pp 275-295, 1992.
- [10] A. Deaton, "Panel Data from Time Series of Cross-Sections", Journal of Political Economy, vol. 99, n°5, pp 957-976, 1985.
- [11] J.Y. Duclos, A. Araar et J. Giles, "Chronic and transient poverty: Measurement and estimation, with evidence from China", Journal of Development Economics, Elsevier, vol. 91, n°2, pp 266-277, 2010.
- [12] F. Gardes, S. Langlois et D. Richaudeau, "Cross-Section Versus Time-Series Income Elasticities: Estimation on a Pseudo-Panel of Canadian Surveys", Economics Letters, vol. 51, pp 169-175, 1996.
- [13] F. Gardes, "L'apport de l'économétrie des panels et des pseudo-panels à l'analyse de la consommation", Économie et Statistique, n° 324-325, pp 157-162, 1999.
- [14] F. Gardes, G. J. Duncan, P. Gaubert, M. Gurgand et C. Starzec, "Panel and Pseudo-Panel Estimation of Cross-Sectional and Time Series Elasticities of Food Consumption", Journal of Business and Economic Statistics, vol. 23, n° 2, pp 242-253, 2005.
- [15] D. Hulme, K. Moore et A. Shepherd, "Chronic Poverty: Meanings and Analytical Frameworks", Chronic Poverty Research Centre Working Paper, n°2, University of Manchester, 2001.
- [16] J. Jalan et M. Ravallion, "Is Transient Poverty Different? Evidence from Rural China", Journal of Development Studies, vol. 36, n°6, pp 82-98, 2000.
- [17] N. Kakwani, "Poverty and economic growth with application to Côte d'Ivoire", Review of income and wealth, vol. 39, n°2, pp. 121-139, 1993.
- [18] J.P. Lachaud, "Echelles d'équivalence et différentiel de pauvreté et d'inégalité au Burkina Faso", Bordeaux, document de travail n°46, Université Montesquieu-Bordeaux IV, Centre d'économie du développement, 2000.
- [19] S. Lollivier et D. Verger, "Trois apports des données longitudinales de l'analyse de la pauvreté", Economie et Statistique, n°383-384-385-2005, Paris, INSEE, pp 275-280, 2005.
- [20] R. Moffitt, "Identification and estimation of dynamic models with a time series of repeated cross sections", Journal of Econometrics, vol. 59, pp 99-123, 1993.
- [21] M.F. Paquet et D. Bolduc, "Le problème des données longitudinales incomplètes : une nouvelle approche", L'Actualité Economique, Société Canadienne de Science Economique, vol. 80, n°2, pp 341-361, 2004.
- [22] M. Ravallion et G. Datt, "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, n°38, pp 275- 295, 1992.
- [23] R.P. Ribas et A.F. Machado, "Distinguish Chronic Poverty from Transient Poverty in Brazil", Developing a model for pseudo-panel, New-York, International Poverty Centre, Working Paper n°36, United Nations Development Programme, 2007.
- [24] A. Shepherd, "Comprendre et expliquer la pauvreté chronique", Chronic Poverty Research Paper, CPRC Working Paper 80, Document de travail, n°4, 2007.
- [25] A. Suryahadi et S. Sumarto, "The Chronic Poor, The Transient Poor, and the Vulnerable in Indonesia before and after the Crisis", Jakarta, SMERU Working Paper, SMERU Research Institute, 2001.
- [26] M. Verbeek et T. Nijman, "Can Cohort Data be Treated as Genuine Panel Data ?", Empirical Economics, vol. 17, n°1, 1992.