

PMMA Network Session Paper

Analyse de la Pauvreté et des Inégalités en Tunisie entre 1988 et 2001 : Une Approche Non-Monétaire

Mohamed Ayadi
AbdelRahmen El Lahga
Chtioui Naouel



*A paper presented during the 5th PEP Research Network General Meeting,
June 18-22, 2006, Addis Ababa, Ethiopia.*

Analyse de la Pauvreté et des Inégalités en Tunisie entre 1988 et 2001 : Une Approche Non-Monétaire *

Mohamed Ayadi[†] AbdelRahmen El Lahga[‡]
Chtioui Naouel[§]

Rapport Final
15 Mai 2006

Résumé

Dans ce travail nous construisons un indice composite de bien-être (ICBE) basé sur des attributs non monétaires des conditions de vie des ménages afin d'analyser l'évolution de la pauvreté et des inégalités en Tunisie entre 1988 et 2001 dans une perspective multidimensionnelle. Nous montrons que la pauvreté a connu une baisse significative durant la période d'étude bien que les disparités régionales et entre milieux de résidence aient connu une certaine constance. La pauvreté est restée toujours un phénomène rural et les régions les plus pauvres du pays en l'occurrence le nord et le centre ouest (NO, CO) sont toujours les régions les plus démunies. Nous montrons que les conditions de logement et la possession des biens durables ont les plus fortes contributions à la réduction de la pauvreté. Cependant l'amélioration des conditions sanitaires et le niveau d'éducation sont des options non exploitées pouvant avoir des effets marginaux assez importants dans la réduction de la pauvreté. Par ailleurs les inégalités ont connu une forte baisse durant la période d'étude. Toutefois, les régions les plus pauvres et le milieu rural contribuent le plus aux inégalités totales. La décomposition des inégalités par source montre que l'accès aux moyens de communication et la possession des biens durables contribuent fortement aux écarts de bien-être entre les ménages.

* Ce travail a été réalisé dans le cadre d'un projet financé par le réseau Politiques Économiques et Pauvreté **PEP** et le Centre de Recherche sur le Développement International **CRDI**

[†]Institut Supérieur de Gestion et U.A.QU.AP université de Tunis, Tunisie. Email : mohamed.ayadi@isg.rnu.tn

[‡] Institut Supérieur de Gestion et U.A.QU.AP université de Tunis, Tunisie. Email :abdelrahmen.ellahga@gnet.tn

[§]Institut Supérieur de Gestion et U.A.QU.AP université de Tunis, Tunisie. Email : chtioui_naouel@aemail4u.com

Remerciements

Nous tenons à remercier le réseau PEP et le CRDI pour le soutien financier pour la réalisation de ce travail. Plusieurs personnes nous ont apporté leurs contributions scientifiques pour mener à terme ce projet de recherche. Nous saisissons cette occasion pour remercier Abdelkarim Araar, Louis-Marie Asselin, Sami Bibi, Jean Cockburn, Jean-Yves Duclos et Jean-Bosko Ki. Nos remerciements vont également à l'endroit de tout le personnel administratif du réseau PEP et le CIRPEE. En particulier, nous exprimons notre reconnaissance à Aissatou Diop, Évelyne Joyal, Gaétane Marcoux, Sonia Moreau et Johanne Perron. Une mention spéciale à notre collègue Mohamed Kriaa de l'ISG de Tunis pour ses encouragements et ses commentaires précieux.

Table des matières

1	Introduction et objectifs du travail	1
1.1	Contexte général	1
1.2	Objectifs du travail	4
2	L'indice composite de bien-être ICBE	5
2.1	Méthodologie de construction de l'ICBE	5
2.2	Implementation pratique de l'ICBE	7
2.2.1	Les données	7
2.2.2	Les indicateurs de bien-être retenus	7
2.3	Résultats de l'ACM	8
2.3.1	Détermination des poids des attributs	8
2.3.2	Consistance de l'ACM	8
2.3.3	variation inter-temporelle de l'ICBE	11
2.4	Analyse de sensibilité de l'ICBE	12
3	Analyse de la pauvreté	12
3.1	Détermination du seuil de la pauvreté	13
3.2	La famille FGT de mesures de pauvreté	14
3.3	Analyse de l'évolution de la pauvreté	15
3.4	Analyse de robustesse	17
3.5	Décomposition de la pauvreté	18
3.5.1	Décomposition selon le milieu	19
3.5.2	Décomposition selon les régions	20
3.6	Décomposition de la pauvreté par sources	21
4	Analyses spécifiques de la pauvreté	25
5	Analyse des inégalités	27
5.1	L'indice absolu de Gini	29
5.2	Décomposition des inégalités	30
5.2.1	Décomposition par groupe	31
5.2.2	Décomposition par source	32
6	Conclusion et recommandations politiques	35
	References	37

Liste des tableaux

1	Liste des attributs retenus pour l'analyse	9
2	Statistiques descriptives de l'ICBE	11
3	Les valeurs uniques par Quintile	12
4	Distribution des attributs par quintile de l'indice composite de bien-être en 1988	13
5	Evolution de l'incidence de la pauvreté durant les années 90 . . .	16
6	Taux de variation annuel des niveaux de pauvreté	17
7	Différence des IP 88-94	18
8	Décomposition de la pauvreté par milieu	19
9	Décomposition de la pauvreté par région	20
10	Decomposition de l'incidence de pauvreté par source	23
11	Effet marginaux des attributs sur l'IP année 2001	25
12	Statistiques Descriptives ICBE milieu rural	26
13	Statistiques Descriptives ICBE milieu urbain	26
14	Evolution de la pauvreté : milieu rural	27
15	Evolution de la pauvreté : milieu urbain	27
16	Décomposition de la pauvreté : milieu rural	28
17	Évolution de l'indice absolu de Gini	30
18	décomposition de l'indice de Gini par milieu	32
19	décomposition de l'indice de Gini par region	33
20	Décomposition de l'indice de Gini par source	34
21	Quelques indicateurs de la croissance	39
22	Evolution de la proportion de la population ayant un revenu inférieur à 400 DT	39
23	Evolution de l'IDH	39
25	Distribution de l'indice composite par dimension	39
24	Coordonnées des modalités Échantillon Total, milieux urbain et rural	41
26	Cosinus carrés des modalités actives	43
27	Tableau des valeurs propres : tout le pays	44
28	Tableau des valeurs propres : milieu urbain	44
29	Tableau des valeurs propres : milieu rural	45
30	Taux de variation annuel moyen du Head count par région	45

Table des figures

1	Premier Plan factoriel de l'ACM	10
2	Distribution Cumulative de l'ICBE 1988-2001	11
3	Les valeurs propres de l'ACM	42
4	FOD : Difference des IP 1994-1988	42
5	FOD : Difference des IP 2001-1988	42
6	FOD : Difference des IP 2001-1994	42

Liste des Acronymes

ACM : Analyse de Correspondances Multiples

ACP : Analyse en Composantes principales

BM : Banque Mondiale

FGT : Foster Greer et Thorbecke

ICBE : Indice Composite de Bien-Être

IDH : Indice de Développement Humain

INS : Institut National de la Statistique

IP : Incidence de la pauvreté

CE : Centre Est

CO : Centre Ouest

GT : Grand Tunis

NE : Nord Est

NO : Nord Ouest

ONFP : Office National de la Famille et de la Population

PNUD : Programme des Nations Unies pour le développement

Sud : Sud

1 Introduction et objectifs du travail

1.1 Contexte général

Pendant les quatre dernières décennies un ensemble de politiques pour combattre la pauvreté et promouvoir le bien-être de la population ont été entreprises en Tunisie. Depuis l'indépendance en 1956 le gouvernement a généralisé l'enseignement public dans les différentes régions du pays, pour les différentes catégories de la population et plus particulièrement pour le sexe féminin. Le niveau de l'éducation a presque doublé entre 1960 et 1980 et a continué de s'accroître depuis. Le nombre moyen d'années d'études est passé de 0.6 année en 1960 à plus de 5 ans en 1999. Le taux d'analphabétisme est passé de 72% pour les hommes et 85% pour les femmes en 1970 à 31% et 42% respectivement en 1998.

L'accès à l'école primaire est universelle en Tunisie contre 35% au Burkina Faso, et moins de 60% pour le Sénégal. Des politiques de gratuité des soins médicaux et de subventions des produits de première nécessité via la caisse générale de compensation ont permis d'améliorer le niveau nutritionnel et la santé de la frange de la population la plus démunie. L'espérance de vie est supérieure à 70 ans en Tunisie contre moins de 40 ans en Zambie.

À ces politiques s'ajoutent des programmes de transferts directs, tel que le programme d'aides aux familles nécessiteuses, visant à améliorer les conditions de vie quotidienne des individus nettement défavorisés.

Le développement des industries exportatrices et fortement utilisatrices de la main d'œuvre- plus particulièrement la main d'œuvre féminine- et l'amélioration de l'infrastructure des régions défavorisées ont contribué à la promotion de la politique d'emploi et l'augmentation des revenus.

Au niveau macro-économiques les performances de la Tunisie durant la décennie 1990-2000 ont été appréciables. La croissance économique a été particulièrement importante entre 1995 et 2000 où le PIB a augmenté à un taux de 5,6% par an. La production agricole augmentait à un taux de 7,8% entre 1995 et 2000 quoique ce fort taux de croissance reflète un saut vis-à-vis de l'année 1995 qui avait des taux de croissance négatifs. Le secteur des services ainsi que l'industrie représentée par les branches de construction et de transformation industrielle ont contribué à cette croissance¹. La forte croissance est reflétée également dans la croissance rapide de la consommation privée qui a évolué à un taux supérieur à 5% entre 1995 et 2000 par comparaison à 1990-1995 où elle était de l'ordre de 3,5% . .

Ces différents investissements et ces stratégies économiques et politiques ont permis une amélioration de la qualité du capital humain à travers tout le pays.

¹voir le tableau 21 pour les détails.

Un constat évident de l'amélioration des conditions de vie des Tunisiens est enregistré grâce à l'amélioration des indicateurs de santé, d'éducation en plus d'un allègement du chômage familial qui sont tous des conditions nécessaires à l'intégration des plus défavorisés au tissu social et à la sortie de la pauvreté d'une bonne proportion de la population tunisienne (Ayadi et al (2004), BM(2003)). À ce titre l'Indice de Développement Humain du PNUD a enregistré une nette amélioration entre 1975 et 2002 en passant de .516 à .745².

Toutefois, l'évaluation objective de l'impact de ces différentes politiques et les tentatives de propositions de nouvelles politiques visant l'amélioration de bien-être de la population nécessitent une étude minutieuse de la pauvreté, des inégalités et des performances du pays dans ses efforts d'allègement de ce phénomène, en se référant à des données micro-économiques.

L'analyse de la pauvreté en Tunisie, a fait l'objet de plusieurs travaux, Ayadi et al (1995,2001,2004), la Banque Mondiale (1990,2003)³. Plusieurs conclusions ont été tirées concernant le niveau, l'intensité et la sévérité du phénomène au niveau national et régional. L'évolution de ces indicateurs dans le temps⁴, inter-régions et inter-milieus ont été aussi analysées. Les conclusions générales qui se dégagent de ces études montrent que la Tunisie a eu une réduction substantielle du niveau de la pauvreté⁵, dépassant ceux de plusieurs pays ayant des taux de croissance économique supérieurs (Ayadi et al 2004, BM 2003). Elles s'entendent sur le fait que les régions ouest du pays, notamment leurs milieux ruraux regroupent la majorité des personnes pauvres et économiquement vulnérables⁶. Quant aux études des inégalités en Tunisie, les études sont plutôt rares et se limitent à calculer un indice d'inégalité à l'échelle du pays⁷. Cependant, tous ces travaux se sont basés sur une approche unidimensionnelle⁸ d'analyse de la pauvreté utilisant le revenu comme seul indicateur de bien-être. Mais cette approche ne fait plus l'unanimité parmi les économistes comme étant le seul cadre d'analyse de la pauvreté et ce à

²Voir le tableau 23 pour retracer l'évolution de l'IDH en Tunisie.

³Voir, aussi, INS(1985,90,95, 2000) et Bibi(2001)

⁴Notons à ce niveau que toutes les recherches académiques ne couvrent que la période d'avant 1990, faute de disponibilité des micro-données pour les chercheurs universitaires. Toutes les conclusions sur la situation de la pauvreté après 1990 sont basées sur les rapports publiés des organismes gouvernementaux et les rapports de missions des équipes de la banque mondiale en Tunisie.

⁵Le tableau 22 retrace l'évolution de la proportion de la population vivant au dessous de 400 dinars par an, soit 1\$ par jour entre 1980 et 2000.

⁶Un individu est considéré comme économiquement vulnérable si ses dépenses se situent dans un intervalle, raisonnable, juste au dessus d'un seuil de pauvreté absolu.

⁷Voir, par exemple Ayadi et al (2004)

⁸A l'exception d'une première tentative de Bibi(2003) qui a utilisé une approche bi-dimensionnelle (revenu et nombre de pièces par tête) pour une comparaison de la pauvreté entre la Tunisie et l'Égypte.

cause des multiples problèmes conceptuels et techniques qui la caractérisent.

Sur le plan conceptuel un consensus s'est dégagé, depuis quelques années arguant que la pauvreté est un phénomène multidimensionnel. Certains indicateurs sociaux apportent une information qui n'est pas reflétée par l'approche monétaire d'évaluation de la pauvreté. La faiblesse du revenu n'est pas le seul facteur dont dépend la privation individuelle. En effet, le bien-être individuel est intimement lié à la capacité qu'a l'individu de subvenir à certains besoins fondamentaux, comme : être adéquatement logé, nourri, instruit...etc. Ces besoins reflètent les aspects multiples de la privation individuelle et illustrent la multidimensionnalité du phénomène de la pauvreté. Le revenu peut être considéré, donc, comme un moyen parmi d'autres pour se procurer un niveau de vie requis. Ces arguments puisent leur soubassement dans l'approche par les capacités de Sen (1985, 1987) qui argumente que si le revenu est instrumentalement important, d'autres mesures de bien-être, tel que le statut nutritionnel, sont intrinsèquement important⁹. Ainsi, selon l'approche par les capacités l'étude de la pauvreté doit identifier et analyser d'autres attributs non nécessairement monétaires et qui agissent directement sur le bien-être individuel.

Sur le plan technique, l'approche monétaire présuppose que les niveaux de consommations sont convenablement mesurés en terme de dépenses, ce qui n'est pas évident surtout pour les produits non alimentaires suite aux différentiels des prix régionaux qui ne sont pas objectivement observés. Les comparaisons intertemporelles de la pauvreté souffriraient encore plus des problèmes de différentiels des prix inter-régionaux et inter-temporels. Par conséquent, toutes les conclusions seront tributaires du bon choix du déflateur des dépenses.

Étant donnée ces problèmes multiples une alternative naturelle à l'approche monétaire est d'adopter une approche non-monétaire pour la construction d'un indicateur de bien-être individuel permettant d'étudier la pauvreté. L'idée sous-jacente à cette approche est que certains attributs non-monétaires, tels que le statut nutritionnel d'un individu, ses conditions de logement, l'environnement sanitaire dans lequel il vit...etc, peuvent être considérés comme des indicateurs du bien-être individuel. La construction d'un indice composite de bien-être basé sur ces indicateurs offre une sérieuse alternative fiable¹⁰ à l'indicateur monétaire du bien-être et s'inscrit dans le cadre général de l'analyse multidimensionnelle de la pauvreté.

⁹Citation évoquée dans Sahn et Stifel (2000)

¹⁰Voir Sahn et Stifel (2003) pour une évaluation des performances d'un indice composite construit à partir des attributs non-monétaires des ménages africains dans la prédiction de leur bien-être comparativement au revenu.

1.2 Objectifs du travail

Dans ce travail nous nous intéressons à l'élargissement de la définition de la pauvreté jusque là utilisée par toutes les études précédentes de la pauvreté en Tunisie et ce afin d'enrichir la panoplie des mesures envisageables pour son éradication. Deux points motivent notre travail : l'adoption d'une nouvelle manière de définir et de mesurer la pauvreté basée sur une approche multidimensionnelle utilisant les facteurs intrinsèque et non-monétaires de la pauvreté. Une fois la pauvreté définie, nous serons en mesure d'identifier les politiques et les stratégies qui permettent de la réduire. Ces deux points sont interdépendants car c'est de la définition que l'on donne à la pauvreté que dépend le choix de la politique à mener. Ainsi nous nous proposons dans ce travail de :

- Dresser un profil de la pauvreté en Tunisie pour la période 1988-2001, en utilisant l'approche non-monétaire. Plus spécifiquement, nous construisons un indice composite de bien-être à partir des attributs non monétaires des ménages et qui servira comme une base pour quantifier l'importance du phénomène de la pauvreté. Nous pourrions ainsi tenir compte d'une part de la multidimensionnalité du phénomène étudié et d'autre part, offrir une nouvelle analyse basée sur une approche non-monétaire qui donnerait de nouvelles indications et conclusions permettant de mieux comprendre ce phénomène.
- Mener une analyse de l'évolution de la pauvreté, basée sur cette nouvelle approche durant la période 1988-2001, au niveau national, régional et selon les milieux dans les différentes régions et milieux du pays (urbain/rural).
- Mesurer et analyser l'évolution des inégalités durant la même période et étudier la contribution des différents milieux et région à l'inégalité globale.
- Comparer les conclusions de notre approche à celles publiées dans les rapports officiels et qui se basent sur une approche monétaire unidimensionnelle.

Selon certains points de vues, notamment ceux des sociologues et des psychologues, les circonstances et la situation d'un individu, relativement à celle d'autres individus dans un groupe de référence, influence la perception de la privation et du bien-être. "*the dividing line... between necessities and luxuries turns out to be not objective and immutable, but socially determined and ever changing*" (Scitovsky (1978, p108)). Quelqu'un peut arguer que la nécessité d'avoir une voiture, par exemple, pour un habitant de la capitale tunis n'est pas nécessairement la même que celle pour un habitant d'un petit village rural. D'où la nécessité de construire des indices composites de bien-être spécifiques aux différents milieux (urbain/rural). Par conséquent, toute analyse de la pauvreté basée sur ces indices restera attachée au respect des spécificités et des habitudes de consommation de chaque milieu.

- Ainsi, nous nous fixons comme objectif additionnel une analyse plus fine de la pauvreté au sein de chaque milieu basée sur des indices composites de bien-être spécifiques. Bien entendu cette démarche nous prive de faire des comparaisons inter-milieux, à un instant donné ou à travers le temps, puisque les échelles de valeurs sur lesquelles se basent la construction des différents indices ne sont pas nécessairement identiques d'un milieu à l'autre, mais elle permettra d'analyser l'évolution inter-temporelle du phénomène de la pauvreté par milieu. Il serait très intéressant de comparer les conclusions de cette démarche à ceux trouvés plus haut.

2 L'indice composite de bien-être ICBE

Pour atteindre les objectifs principaux de ce travail, énumérés ci-dessus, il est indispensable de construire un indice d'actifs détenus par le ménage et qui sera considéré comme un indicateur composite de bien-être individuel¹¹. C'est sur la base de cet indice, qui joue, aussi, le rôle d'un indicateur non-monnaire de bien-être à la manière du revenu par tête, que nous analyserons le profil de la pauvreté et son évolution durant la période d'étude.

2.1 Méthodologie de construction de l'ICBE

Considérons K indicateurs primaires qui reflètent les conditions de vie du ménage tels que la possession de certains biens durables ou le type de sol du logement, par exemple¹². L'idée de base est de résumer l'information apportée par ces indicateurs qualitatifs en un seul indice composite que nous appelons A et que nous pouvons écrire sous une forme générale comme :

$$A_i = \sum_{j=1}^K \gamma_j I_{ij}, \quad (1)$$

avec I_{ij} est l'indicateur primaire j ($j = 1..K$) pour le ménage i ($i = 1..n$). γ_j est le poids attribué à l'indicateur I_{ij} dans le calcul de l'indice composite A_i du ménage i .

À ce stade une remarque s'impose. Certains indicateurs primaires sont représentés par des variables binaires (0/1) indiquant la possession ou non de certains biens durables, alors que d'autres indicateurs sont représentés par des variables

¹¹L'unité d'analyse dans ce travail est le ménage. Tout au long du reste du travail nous entendons dire par individu un ménage.

¹²Une liste complète des indicateurs utilisés dans ce travail est présentée dans le tableau 1

ordinales décrivant plusieurs modalités de ces indicateurs. À titre d'exemple l'indicateur source d'eau est représenté par une variable décrivant 5 modalités possibles : (1) eau de robinet, (2) puit privé...etc. Afin d'harmoniser la nature des variables utilisées il est nécessaire de découper ces variables ordinales en des variables binaires. Ainsi, la variable ordinale source d'eau sera représentée par 5 variables binaires représentant chacune une modalité de la variable initiale. Le même raisonnement s'appliquera à toutes les autres variables de ce type¹³

L'indice composite A_i pour le ménage i peut se réécrire selon la forme fonctionnelle suivante

$$A_i = \frac{\sum_{k=1}^K \sum_{j_k=1}^{J_k} W_{j_k}^k I_{ij_k}^k}{K}, \quad (2)$$

avec

K : nombre d'indicateurs primaires ;

J_k : nombres de modalités de l'indicateur k ;

$W_{j_k}^k$: le poids accordé à la modalité j_k ;

$I_{ij_k}^k$: une variable binaire (0/1), prenant la valeur 1 lorsque le ménage i a la modalité j_k , 0 sinon.

L'indice A_i , pour un ménage i , est tout simplement la moyenne des poids des variables binaires $I_{ij_k}^k$.

La question qui se pose maintenant est : quelle est la méthode appropriée pour déterminer les poids $W_{j_k}^k$? Dans la littérature plusieurs méthodes sont proposées, elles se basent presque toutes sur les analyses statistiques multivariées. Filmer et Pritchett (1998), Sahn et Stifel (2000) proposent l'utilisation d'une variante de la technique d'analyse factorielle, en l'occurrence l'Analyse en Composante Principale (ACP), afin de déterminer les poids. Dans ce travail nous nous proposons d'utiliser une autre variante de l'analyse factorielle, à savoir l'analyse de correspondance multiple (ACM) tel que suggéré, et présentée en détail, par Asselin (2002). Cette méthode se prête mieux à la nature des données dont nous disposons qui comportent un ensemble de variables binaires représentant les différentes modalités que peuvent prendre les indicateurs primaires reflétant les conditions de vies des ménages.

Le poids à attribuer à chaque composante de l'indice A_i est le score normalisé ($\frac{W_{j_k}^k}{\lambda_\alpha} = \frac{\text{score}}{\text{valeur propre de l'axe } \alpha}$) de la modalité $I_{ij_k}^k$ obtenu après l'application d'une ACM à la matrice des données. Dans cette matrice chaque ligne décrit un ménage $i (= 1 \dots n)$ et les colonnes correspondent à des variables binaires représentant les différentes modalités que peuvent prendre les indicateurs primaires des conditions de vies des ménages¹⁴.

¹³Cette opération est nécessaire dans la procédure que nous avons choisi, et que nous décrivons ultérieurement, pour construire notre indice composite.

¹⁴Voir l'annexe pour une description détaillée de cette méthode.

2.2 Implementation pratique de l'ICBE

2.2.1 Les données

Pour construire l'ICBE nous utilisons les données provenant de trois enquêtes. La première enquête, réalisée en 1988, s'inscrit dans le cadre du programme **DHS : Demographic and Health Survey** et financée par l'agence américaine du développement international (**USAID**). La deuxième et la troisième enquêtes, intitulées : Enquête Nationale sur la santé de la famille ont été réalisées respectivement en 1994 et 2001 par l'Office National de la Population et de la Famille tunisien (**ONPF**) et financé par le programme arabe de la santé de la famille. Elles sont considérées comme la continuation du programme **DHS** en Tunisie. Les trois enquêtes sont similaires au niveau des questions posées, de la méthodologie de l'échantillonnage et du plan de sondage adopté. Les tailles des échantillons obtenus de ces enquêtes après élimination des données manquantes s'élèvent à 4184, 6080 et 6059 pour les années 1988, 1994 et 2001 respectivement. Bien qu'elles aient été désignées pour évaluer la santé des femmes tunisiennes ces enquêtes contiennent des informations, assez précises sur les conditions de vie des ménages et se prêtent bien à l'application de la méthodologie de construction de l'ICBE. L'annexe B décrit les plans de sondages des différentes enquêtes.

2.2.2 Les indicateurs de bien-être retenus

Après l'examen des différents indicateurs de bien-être susceptibles d'être inclus dans le calcul de l'ICBE, nous avons retenu 11 attributs qui sont présentés en détails dans les deux premières colonnes du tableau 1. Les attributs sélectionnés peuvent être classés selon 3 rubriques : Possession des biens durables, conditions de logement et Education. Le choix des attributs est dicté par plusieurs contraintes. La première contrainte est d'ordre matériel, elle est relative à la disponibilité des mêmes variables dans les 3 enquêtes. Nous aurions aimé inclure d'autres variables telle que la possession de voiture, vélo ou autre moyen de transport, mais malheureusement cette information n'est disponible que dans 2 des 3 enquêtes. L'attribut éducation se réfère à l'analphabétisme de l'épouse seulement. La variable éducation du mari est souvent manquante et son inclusion dans nos calculs de l'ICBE nous a fait perdre des centaines d'observations outre les valeurs de poids contre intuitif obtenu malgré les multiples opérations de recodage de cette variable. La variable qualité du sol a été codée en 2 modalités seulement à cause du changement du codage de cette variable d'une enquête à une autre. Nous n'avons pas pu distinguer la modalité "sol en ciment" en 1988 de celle "sol en ciment, carrelage ou marbre" en 2001. Pour la variable Type de logement nous distinguons deux modalités : Logement non décent qui signifie un logement dont le toit et/ou les murs ne sont pas en pierre, briques ou autres matériaux de construction assez robustes tra-

ditionnellement utilisé en Tunisie. Nous considérons le logement comme décent s'il ne correspond pas à la description de la précédente modalité. Pour terminer avec la description des attributs sélectionnés pour le calcul de l'ICBE, nous soulevons la limite principale du choix de ces attributs qui réside en l'absence des indicateurs de l'état de santé des membres du ménage. Cette omission s'explique par le manque de données similaires dans les 3 enquêtes.

2.3 Résultats de l'ACM

2.3.1 Détermination des poids des attributs

Avant de présenter les résultats de l'analyse de correspondance multiple, une précision s'impose. Afin de mener des comparaisons inter-temporelles cohérentes de la pauvreté, il est nécessaire que le poids accordé à chaque attribut entrant dans le calcul de l'indice composite du bien-être soit constant à travers toute la période d'étude. À cet effet deux stratégies peuvent être suivies. La première consiste à empiler toutes les données disponibles (3 enquêtes) en une seule base de données et appliquer ensuite une analyse ACM pour déterminer les poids permettant de calculer notre ICBE. La deuxième stratégie consiste à utiliser les données de la période initiale (1988) pour déterminer les poids des différents attributs et les utiliser ensuite pour le calcul des indices des périodes suivantes. Comme le choix de l'une ou l'autre méthodes reste une question empirique, nous avons appliqué les deux stratégies pour calculer 2 indices composite de bien-être. Les expérimentations préliminaires ont montré une forte corrélation des deux indices de l'ordre de 0.998. En plus les deux indices classent les ménages de la même façon. Notre choix s'est porté sur l'indice calculé sur la base de la seconde stratégie pour mener tout le reste de notre analyse et ce dans un souci d'allègement et de clarté de la présentation de nos résultats. Ainsi, dans tout ce qui suit l'ICBE est celui obtenu en utilisant les poids issus d'une ACM sur les données de l'enquête de 1988.

L'application de l'analyse de correspondance multiple sur les attributs décrits plus haut nous a permis de déterminer les poids relatifs à chacune des modalités incluse dans le calcul de l'ICBE. Ces poids sont présentés dans le tableau 24.

2.3.2 Consistance de l'ACM

Nous remarquons, en premier lieu, que toutes les variables vérifient la propriété de consistance ordinale sur le premier axe (COPA), dans le sens où la structure ordinale de bien-être d'une variable est respectée par la structure ordinale des scores de ses modalités. A titre d'exemple, les résultats d'analyse associe un poids positif à la modalité eau de robinet privé et des poids négatifs pour les autres

TAB. 1 – Liste des attributs retenus pour l’analyse

Variable	Catégories
<i>Indicateurs sur la possession des durables</i>	
Radio	oui non
TV	oui non
Réfrigérateur	oui non
Cuisinière	oui non
Téléphone	oui non
<i>Condition de logement</i>	
Eau	eau de robinet puit privé puit ou robinet public eau de surface, autre source
Toilette	toilette privée reliée aux égouts toilette non relié aux égouts pas de toilette
Type du Logement	logement descent logement non descent
Qualité du sol	Sol en ciment carrelage sol en terre argile..
Nombre de personne par pièce	moins de 2 personnes par pièce plus de 2 personnes par pièce
<i>Education</i>	
Analphabétisme épouse	épouse peut lire aisément épouse ne peut pas lire

La deuxième solution consiste à utiliser des indices de pauvreté et des inégalités absolus (c à d non normalisé par un seuil de pauvreté ou une moyenne) afin de contourner le problème posé par les ICBE négatifs. Dans ce travail nous optons pour la deuxième solution tout en notant que dans des versions antérieures nous avons expérimenté des analyses de la pauvreté basées sur la première solution et les résultats étaient qualitativement comparables.

2.3.3 variation inter-temporelle de l'ICBE

Le tableau 2 donne la valeur moyenne de l'ICBE pour les trois périodes d'étude. Nous remarquons la nette amélioration de la valeur de l'indice entre 1988 et 2001

TAB. 2 – Statistiques descriptives de l'ICBE

Variable	Moyenne	Ecart-Type	Min.	Max.	N
ICBE 1988	0	0.632	-1.675	0.876	4184
ICBE 1994	0.107	0.512	-1.675	0.876	6080
ICBE 2001	0.297	0.421	-1.533	0.876	6059

qui reflète l'évolution des niveaux de vies des ménages tels que approximés par l'ICBE.

Dans la figure 2 nous présentons les distributions cumulatives de l'ICBE pour les 3 périodes d'étude. Le deuxième constat qui se dégage est le pouvoir de différenciation de l'ICBE entre les ménages appartenant surtout aux premiers quintiles. La même figure confirme l'amélioration du niveau de bien-être à travers le temps déduite du tableau des statistiques descriptives. Cette déduction sera traitée un peu plus tard en détail en faisant recours aux analyse de dominance stochastique.

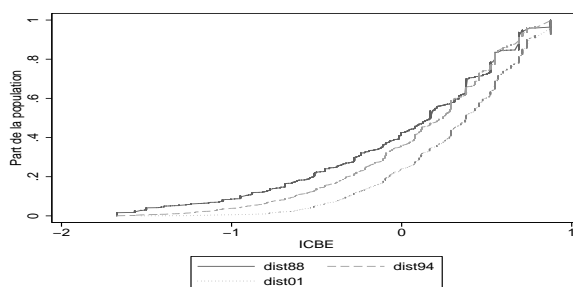


FIG. 2 – Distribution Cumulative de l'ICBE 1988-2001

Le nombre de valeurs uniques par quintile de l'ICBE est donné dans le tableau 3. Nous constatons une certaine diversité des profils des ménages surtout dans les deux premiers quintiles. Les ménages les plus nantis présentent des profils

assez semblables. A partir de ce tableau nous pouvons déduire que la privation des ménages se présente sous une multitude de faces.

TAB. 3 – Les valeurs uniques par Quintile

	1988	1994	2001
Q 1	117	186	93
Q 2	125	199	194
Q 3	85	117	145
Q 4	32	40	59
Q 5	17	17	26

2.4 Analyse de sensibilité de l'ICBE

Avant de procéder à l'analyse de la pauvreté en Tunisie entre 1988 et 2001 en utilisant l'indice construit, il serait indiqué de s'assurer que notre indice reflète bien une situation de bien-être. Pour ce faire, nous analysons dans un premier temps la distribution des attributs de bien-être selon les différents quintiles de la distribution de l'ICBE en 1988 (période initiale de l'étude). Le tableau 4 montre bien que les attributs qui reflètent une situation de privation se concentrent dans les premiers quintiles et leurs fréquences diminuent en fonction des valeurs prises par l'ICBE.

Une autre alternative pour évaluer les performances de l'ICBE est de comparer sa distribution selon différentes dimensions avec la distribution des dépenses par tête tirées de l'enquête sur la consommation et le budget des ménages réalisée en 1990. Le tableau 25 présente la moyenne de l'ICBE et des dépenses par tête selon le milieu de résidence, les grandes régions du pays et la taille du ménage. Encore une fois l'analyse montre que l'ICBE ordonne pratiquement de la même façon les différents milieux et régions malgré la différence de classement des deux régions les plus pauvres du pays qui inter-changent les deux derniers rang.

3 Analyse de la pauvreté

L'objet de cette section est de mener une analyse de la pauvreté durant la période 1988-2001 en se basant sur l'indice composite de bien-être (ICBE) construit dans la section précédente.

TAB. 4 – Distribution des attributs par quintile de l'indice composite de bien-être en 1988

Attributs en %	Q1	Q2	Q3	Q4	Q5
Épouse analphabète	97.9	90.3	82.5	61.4	10.8
Logement indigent	44.1	4	2	0	0
Sol en terre	42.0	1.78	0	0	0
Pas de Radio	61.5	33.73	21.98	4.8	0.5
Pas de Tv	83.67	42.55	8.36	1.22	0.43
Pas de réfrigérateur	99.52	96.06	71.92	10.40	0.43
Pas de téléphone	99.88	99.88	99.28	98.16	58.2
Pas de cuisinière	67.69	11.44	1.91	0	0
Plus de 2 personnes par pièce	90.7	85.93	66.9	62.85	10.3
Possède une source d'eau sure	2.74	26.58	66.07	92.76	98.69
Possède une toilette reliée aux égouts	8.22	42.43	80.65	96.73	97.68

Note : Source d'eau sure signifie un robinet à l'intérieur de logement relié au réseau de la société nationale des eaux.

3.1 Détermination du seuil de la pauvreté

Toute étude de la pauvreté nécessite au préalable la définition d'un seuil de pauvreté au dessous duquel tout individu est considéré pauvre. Dans le cadre des études se basant sur un indicateur monétaire de bien-être (revenu, dépenses), les points de vues sont souvent partagés entre le choix d'un seuil de pauvreté absolu, qui représente le montant minimum nécessaire à un individu pour se procurer ses besoins fondamentaux sur le marché, et un seuil de pauvreté relatif, défini comme une proportion du revenu médian, qui représente le montant minimum pour atteindre un niveau de bien-être ordinairement observé dans la société. Le débat dans la littérature est toujours ouvert entre les analystes, le choix de l'une ou l'autre stratégie dépend des objectifs de chaque étude et des hypothèses d'ordre éthique adoptées, souvent implicitement, par les chercheurs¹⁷. Dans le cas des études se basant sur des Indices non-monétaire de bien-être, le problème du choix du seuil de pauvreté est quelque part moins difficile et ce pour deux raisons. En premier lieu, nous pensons que la définition d'un seuil de pauvreté absolu est une tâche délicate dans la mesure où l'ICBE que nous utilisons ne contient pas une dimension nutritionnel qui aide à définir un seuil minimum de subsistance. En

¹⁷Pour une discussion de ce problème et les méthode d'estimation et du choix des seuils de pauvreté voir Duclos et Araar (2005 : chap 7).

second lieu et même si nous ignorons la dimension nutritionnel, il faudrait définir un ensemble d'indicateurs de bien-être qualifiés indispensables à tout individu pour atteindre un niveau de bien-être minimum. Le choix de ces indicateurs sera arbitraire quel que soit le degré de notre connaissance des modes de vies des Tunisiens. Pour cette raison nous avons choisi de définir un seuil de pauvreté relatif qui représente 40% de la médiane de la distribution de l'ICBE. Nous sommes bien entendu conscients que même ce choix est arbitraire et nos conclusions seront tributaires de ce seuil. Toutefois nous mènerons à la fin de notre étude une analyse de robustesse pour déterminer pour quelle intervalle de seuils de pauvreté nos conclusions resterons valables. Ainsi le seuil de pauvreté retenu est :

$$z = .4 * ICBE_{median} = 0.0676,$$

où ICBE représente la valeur de l'indice composite de bien-être initial issu de l'ACM appliquée sur les données de 1988 soit la période initiale de l'étude.

3.2 La famille FGT de mesures de pauvreté

Une fois le seuil de pauvreté défini, notre analyse cherchera à identifier les pauvres et évaluer l'ampleur du phénomène au sein de la population. La littérature économique offre une multitude de mesures afin d'aider l'analyste à atteindre ces objectifs. Dans ce travail nous retenons la famille de mesures de pauvreté suggérée par Foster, Greer et Thorbecke (1984)¹⁸.

La famille FGT est définie, dans le cas discret, par :

$$FGT_{\alpha} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n I_y(z - y_i)^{\alpha}, \quad (3)$$

avec I_y est une variable indicatrice qui vaut 1 si $y_i \leq z$ 0 si non, y_i est l'indicateur de bien-être de l'individu i (revenu, ICBE..etc), z le seuil de pauvreté, n la taille de la population, α un paramètre positif.

- Pour $\alpha = 0$, FGT_0 est tout simplement la proportion de la population pauvre. Elle mesure l'incidence de la pauvreté (**IP**).
- Pour $\alpha = 1$, FGT_1 représente l'écart moyen de la pauvreté. Elle exprime le revenu/ICBE moyen nécessaire pour qu'un individu puisse atteindre le seuil de pauvreté. Cette mesure reflète l'intensité de la pauvreté.
- Pour $\alpha = 2$, FGT_2 n'est autre que le carré de l'intensité de la pauvreté, elle reflète la sévérité de la pauvreté. Cette mesure est plus sensible à la situation des plus pauvres. Un transfert d'un pauvre à un individu plus pauvre augmente la valeur de FGT_2 .

¹⁸Voir Duclos et Araar (2005) pour une analyse détaillée des différentes mesures de pauvreté, leurs fondements axiomatiques et leurs propriétés

La famille FGT respecte la plupart des propriétés désirables d'une mesure de pauvreté développées dans la littérature. En particulier, elle vérifie la décomposabilité par sous-groupe de la population, qui permet d'analyser la contribution relative de chaque sous-ensemble de la population à la pauvreté globale.

3.3 Analyse de l'évolution de la pauvreté

Nous présentons dans le tableau 5 nos estimations des incidences de la pauvreté, basées sur l'ICBE, durant la période d'étude ainsi que les estimations effectuées respectivement par la banque mondiale (BM) et l'Institut National de Statistique (INS) en se basant sur l'indicateur monétaire des dépenses par tête calculé à partir des différentes enquêtes de consommations des ménages.

Les résultats du tableau 5 montrent une baisse significative de la pauvreté à travers le temps. Cette baisse reflète les mêmes tendances retracés par les indicateurs agrégés d'ordre macro-économique et l'évolution de l'Indice de Développement Humain proposé par le PNUD¹⁹. De plus, nos conclusions rejoignent celles de l'INS pour la période 1988-1994 mais elle divergent avec les conclusions de la BM qui affirment que l'incidence de la pauvreté a augmenté entre 1990 et 1995 à cause essentiellement des mauvaises conjoncture économiques et les années de sécheresse qui ont frappé le pays durant cette période. Le tableau 5 révèle aussi que la pauvreté frappe le milieu rural beaucoup plus que le milieu urbain²⁰. Toutefois, l'IP calculé à partir de l'ICBE est beaucoup plus élevé que ceux basés sur les dépenses par tête. Ce constat est commun à tous les travaux adoptant une approche similaire à la notre. Cependant une normalisation s'impose pour comparer nos conclusions à ceux de la BM et de l'INS. Afin d'offrir des éléments de comparaisons de l'évolution des niveaux de pauvreté avec les résultats de l'approche monétaire, nous présentons dans le tableau 6 les taux de variations relatives (en %) annuelles des IP et ce pour deux raisons : les IP basés sur les indicateurs monétaires et ceux sur les indices composites utilisent des unités de mesures différentes et des seuils de pauvreté différents ce qui fait que les grandeurs des IP sont non comparables directement. En outre la périodicité des enquêtes de consommations de l'INS et celle de l'ONPF, utilisées pour calculer notre ICBE, sont différentes. En considérant le taux de variation annuel des niveaux de pauvreté, nous remarquons que nos indices sont plus volatiles dans le temps. Ainsi pour le début des années 90 et suite aux trois années de sécheresse (1993, 1994 et surtout 1995) les indicateurs de la BM montrent que l'IP a augmenté à un taux de 0.5 % par an. Cependant les conclusions tirées grâce à notre indice rejoignent ceux de l'INS et

¹⁹ Consulter les tableaux 21, 22 et 23

²⁰ plus de détail sur ce point un peu plus loin lors de l'exercice de décomposition des différentes mesures de pauvreté

TAB. 5 – Evolution de l'incidence de la pauvreté durant les années 90

-	BM Seuil 1	BM Seuil 2	INS	ICBE		
	1990			1988		
Global	7,9	16,2	6,7	Global	46,2	(.0084)
Urbain	3,3	9,2	7,3	Urbain	20,2	(.0089)
Rural	14,8	26,5	5,7	Rural	80,4	(.01)
	1995			1994		
Global	8,1	17,1	6,2	Global	35,5	(.0076)
Urbain	3,2	10,1	7,1	Urbain	15,5	(.0074)
Rural	15,8	28,1	4,9	Rural	66,7	(.01)
	2000			2001		
Global	4,1	9,9	4,2	Global	23,2	(.0027)
Urbain	1,7	6,2	4,9	Urbain	7,2	(.004)
Rural	8,3	16,1	2,9	Rural	53,9	(.01)

Source : Nos calculs et BM (2003).

Les chiffres entre parenthèses écart-type de l'IP estimée

Seuil 1 : signifie seuil inférieur de pauvreté=2\$/j pour le milieu urbain et 1.8\$/j pour le rural

Seuil2 : signifie seuil supérieur de pauvreté=2.9\$/j et 2.3\$/j pour les milieux urbain et rural respectivement

montrent que la pauvreté a continué à baisser entre 1990 et 1995 mais à un taux élevé 4.29% pour notre étude et 1.49% pour l'INS quoique les hypothèses de bases des deux études ne sont pas similaires. Cette conclusion, est reliée entre autres au fait que l'ICBE est moins sensible que le revenu aux variations conjoncturelles. Par ailleurs, nos conclusions et ceux de l'INS diffèrent lorsque on différencie entre le milieu urbain et le milieu rural. Notre analyse montre que les taux de réduction des IP diffèrent selon les deux milieux : 4.31% pour l'urbain et 3.06% pour le rural. Cependant l'analyse de l'INS montre que l'incidence de la pauvreté a baissé de 2.81% au milieu rural alors que cette baisse n'est que de 0.55% au milieu urbain. Le résultat de l'INS nous paraît cependant moins conforme avec les conjoncture économiques puisque la sécheresse du début des années 90 a d'avantage touché le rural que l'urbain.

Si nous considérons le second quinquennat des années 90, qui est caractérisé par une reprise économique des différents secteurs, nous montrons que cette reprise a plus profité au milieu urbain qu'au milieu rural contrairement à la BM qui stipule que la reprise a profité aux deux milieux dans les mêmes proportions

TAB. 6 – Taux de variation annuel des niveaux de pauvreté

	BM S1	BM S2	INS	ICBE
Année	90-95	90-95	90-95	88-94
Global	0,51	1,11	-1,49	-4,29
Urbain	-0,61	1,96	-0,55	-4,31
Rural	1,35	1,21	-2,81	-3,06
Année	95-00	95-00	95-00	94-01
Global	-9,88	-8,42	-6,45	-5,89
Urbain	-9,38	-7,72	-6,2	-10,37
Rural	-9,49	-8,54	-8,16	-2,99
Année	90-00	90-00	90-00	88-01
Global	-4,81	-3,89	-3,73	-5,16
Urbain	-4,85	-3,26	-3,29	-7,62
Rural	-4,39	-3,92	-4,91	-3,02

Source : Nos calculs

et à l'INS qui montre que cette reprise profite plus au milieu rural. Néanmoins, ces conclusions devraient être prises avec précaution car l'ICBE utilisé pourrait refléter un mode de vie plutôt spécifique au milieu urbain.

3.4 Analyse de robustesse

Nous avons effectué lors du commentaire des résultats dans les paragraphes précédents des comparaisons inter-temporelle de la pauvreté durant la période 1988-2001. Toutefois, ce genre de comparaisons est problématique dans la mesure où le choix d'un seuil particulier de pauvreté pourrait inverser les conclusions tirées à propos du phénomène de la pauvreté entre l'instant t et l'instant t' . Les analyses de dominance stochastiques sont donc des outils nécessaires pour s'assurer que les comparaisons inter-temporelle de la pauvreté restent valables pour un intervalle donné de seuils de pauvreté et pour une classe donnée de mesures de pauvreté. Dans ce qui suit nous appliquons l'outil de l'analyse de dominance stochastique afin de conférer une certaine robustesse aux conclusions tirées plus haut. Pour une présentation détaillée de l'analyse de dominance stochastique nous renvoyons le lecteur à Davidson et Duclos (2000).

Afin de simplifier la présentation des résultats nous normalisons la distribution de l'ICBE de telle sorte que le seuil de pauvreté z correspond à 100. Pour vérifier les conditions de dominance stochastique au premier ordre entre les diffé-

rentes distribution de notre période d'étude nous rapportons dans les figures 4-6 les différences des intensités de pauvreté calculés pour les distributions de 1988, 1994 et 2001, et ce pour des différentes valeurs de z . Nous pouvons remarquer aisément que la distribution de 1994 domine celle de 1988, sauf si nous considérons un seuil de pauvreté extrêmement élevé de plus de 125% du seuil initial, et que la distribution de 2001 domine celles de 1988 et de 1994. D'où la première conclusion de la nette diminution de la pauvreté en Tunisie entre 1988 et 2001 quel que soit le seuil de pauvreté choisi.

Pour s'assurer que ces conclusions ne sont entachées de la variabilité d'échantillonnage nous avons calculé la statistique t qui sert à tester l'hypothèse de la différence de deux distribution pour différentes valeurs de z . Les résultats qui sont présentés dans le tableau 7 confirment les conclusions précédentes.

TAB. 7 – Différence des IP 88-94

seuil z	25	50	75	100	125	150
$P_0^{88} - P_0^{94}$	-4.51*	-6.77*	-9.71*	-8.81*	.052	0
$P_0^{88} - P_0^{01}$	-5.8*	-11.53*	-19.02*	-21.1*	-15.63*	0
$P_0^{94} - P_0^{01}$	-1.29	-4.75*	-9.31*	-12.29*	-15.11*	0

* signifie une différence significative au seuil de 5%.

3.5 Décomposition de la pauvreté

Les indices FGT_α vérifient la propriété de décomposabilité par sous-groupes de la population. En d'autres termes, l'indice global de la pauvreté peut être exprimé comme une somme pondérée des indices de pauvreté de chacun des sous-groupes de la population. Formellement, considérons une partition exclusive de la population totale en K sous-groupes. Soit $\phi(k)$ la part relative du sous-groupe k dans la population totale. L'indice FGT_α peut être exprimé comme :

$$FGT_\alpha = \sum_k^K \phi(k) FGT_\alpha(z, k) \quad (4)$$

où $FGT_\alpha(z, k)$ représente l'indice de pauvreté calculé au sein du sous-groupe k .

La propriété de décomposabilité implique que l'amélioration du bien-être d'un sous-groupe implique l'amélioration du bien-être au niveau de l'ensemble de la population, toute chose étant égales par ailleurs. Les politiques de ciblage des plus démunies peuvent être implementées d'une manière décentralisée indépendamment de la distribution de bien-être des autres sous-groupes.

Les enquêtes dont nous disposons n'offrent pas beaucoup de variables susceptibles d'être utilisées pour effectuer l'exercice de décomposition. Dans ce qui suit nous présentons la décomposition de l'indice FGT pour $\alpha = 0,1$ selon le milieu de résidence, les grandes régions géographiques du pays.

3.5.1 Décomposition selon le milieu

Le tableau 8 présente les indices FGT_0 et FGT_1 dans les milieux urbain et rural ainsi que la contribution relative de chaque milieu à la pauvreté globale pour la totalité de la période d'étude.

TAB. 8 – Décomposition de la pauvreté par milieu

Milieu	FGT_0	Contribution en %	FGT_1	Contribution en %
1988				
Urbain	0.202	0.248	0.068	0.131
Rural	0.804	0.752	0.595	0.869
1994				
Urbain	0.136	0.229	0.036	0.126
Rural	0.680	0.771	0.376	0.874
2001				
Urbain	0.06	0.167	0.013	0.112
Rural	0.548	0.833	0.20	0.888

Le premier constat qui se dégage de la lecture du tableau 8 est la baisse significative de la pauvreté pour les deux milieux entre 1988 et 2001. Toutefois, nous relevons la forte incidence de la pauvreté dans le milieu rural pour les différentes années d'étude. Nous rejoignons sur ce point les conclusions de la BM qui montrent que la pauvreté est rurale (voir tableau 5), qui divergent de celles de l'INS qui postule que la pauvreté est plutôt urbaine. Ce point de divergence avec l'INS réside dans le fait que le seuil de pauvreté utilisé par cet organisme public accorde une part importante aux dépenses alimentaires. Il s'agit d'un seuil absolu essentiellement nutritionnel²¹. Le résultat est attendu car notre indice composite de bien-être est basé sur des indicateurs dont les distributions sont plus concentrées au milieu urbain (comme le sanitaire, type de logement, possession de certains biens durables...). Cependant, bien que l'incidence de la pauvreté ait

²¹Notons que le seuil de pauvreté de l'INS a été calculé en 1980 et il est actualisé chaque année en utilisant l'indice général des prix. Par conséquent il ne reflète pas nécessairement la structure de consommation des tunisiens.

enregistré un net recul entre 1988 et 2001 la contribution relative du milieu rural à la pauvreté globale est restée constante avoisinant pour les 3 années d'enquêtes les 75%. Nous constatons aussi l'énorme différentiel de l'écart moyen de la pauvreté (FGT_1) entre les deux milieux .06 en milieu urbain contre .59 pour le milieu rural en 1988. Ce résultat confirme le dualisme qui caractérise la distribution de la richesse dans les pays sous-développés d'une manière générale.

3.5.2 Décomposition selon les régions

Le tableau 9 présente les mesures FGT_0 et FGT_1 pour les 6 grandes régions géographiques du pays et leurs contributions relatives à la pauvreté globale.

TAB. 9 – Décomposition de la pauvreté par région

Région	FGT_0	Contribution en %	FGT_1	Contribution en %
Année : 1988				
Grand Tunis	0.16	0.06	0.06	0.03
Nord Est	0.41	0.15	0.21	0.12
Nord Ouest	0.66	0.23	0.6	0.32
Centre Ouest	0.71	0.22	0.48	0.24
Centre Est	0.4	0.16	0.2	0.13
Sud	0.47	0.18	0.27	0.16
Année : 1994				
Grand Tunis	0.12	0.09	0.04	0.06
Nord Est	0.33	0.16	0.13	0.14
Nord Ouest	0.57	0.27	0.34	0.33
Centre Ouest	0.66	0.24	0.38	0.29
Centre Est	0.26	0.15	0.09	0.11
Sud	0.34	0.09	0.12	0.07
Année : 2001				
Grand Tunis	0.06	0.07	0.01	0.05
Nord Est	0.21	0.12	0.06	0.11
Nord Ouest	0.4	0.2	0.14	0.22
Centre Ouest	0.53	0.33	0.21	0.38
Centre Est	0.18	0.16	0.04	0.12
Sud	0.2	0.12	0.06	0.12

Les résultats montrent que le classement des régions selon l'incidence et l'intensité de la pauvreté est conforme aux conclusions des études basées sur une

approche monétaire qui s'accordent à considérer que les régions du Nord Ouest (NO) et Centre Ouest (CO) sont les plus touchées par ce phénomène. Cette conclusion est fort importante dans la mesure où quelque soit l'approche adoptée pour étudier la pauvreté, les résultats montrent que le NO et CO doivent être considérées comme des régions prioritaires pour tout effort de lutte contre la pauvreté. Cette déduction est confortée par les contributions relatives de ces régions à la pauvreté globale.

Pour l'ensemble de la période 1988-2001, et plus particulièrement pour la période 1994-2001 caractérisée par une forte croissance économique, toutes les régions ont connu des baisses significatives de la pauvreté.

L'écart moyen FGT_1 de la pauvreté enregistre sa plus faible valeur dans la région de Grand Tunis pour toutes les périodes d'étude et se distingue nettement des écarts enregistrés dans les autres régions du pays, avec .06 en 1988 contre .21 pour la région du CE classée en second rang.

Maintenant, nous considérons le taux de variation annuel moyen de l'IP basé sur l'ICBE et ceux estimés par la BM basés sur les dépenses par tête présentés dans le tableau 30. Des ressemblances des signes (signe négatifs) existent pour toutes les régions excepté celles du CO et GT, avec des grandeurs beaucoup plus importantes pour nos taux. Selon l'approche monétaire de la BM l'IP a augmenté dans le GT et CO. Une explication est reliée au timing des enquêtes consommation dont les données sont utilisées pour évaluer les différents indices de pauvreté de la BM et celle de l'INS. L'analyse de la BM et celle de l'INS se basent sur les enquêtes dépenses et consommations des ménages. Plus particulièrement l'enquête 1995 a été effectuée pendant une année assez critique caractérisée par des résultats économiques très modestes, d'où l'émergence d'un biais éventuel relié aux timing de cette enquête (le problème du timing a été soulevé aussi dans le rapport de la Banque Mondiale 2003, sans en mesurer les conséquences). Cependant, nos estimations sont basées sur les données d'une enquête effectuée en 1994, ce que leur a évité d'être entachées par le biais relatif au timing et de donner une autre vision de l'état de la pauvreté pour ce premier quinquennat.

Pour la période 1995-2000, tous les indicateurs montrent que la pauvreté a baissé quelque soit la région suite à la croissance économique qu'a connue le pays. Cette baisse a été faite à des taux plus importants selon nos résultats que ceux de la BM, et plus particulièrement au NO où notre taux est presque le double que celui de la BM, suivi de la région du sud.

3.6 Décomposition de la pauvreté par sources

Un avantage particulier de notre approche non monétaire est que nous pouvons identifier facilement la contribution des différents attributs au bien être des ménages et par conséquent à la réduction de la pauvreté. Ainsi, les politiques d'al-

légement de la pauvreté seront plus faciles à mettre en oeuvre car basées sur des indicateurs plus facile à observer. L'objet de ce paragraphe est de procéder à une décomposition de la pauvreté selon les différentes sources.

Rappelons que notre indice composite de bien-être ICBE s'écrit comme une moyenne pondérée des indicateurs primaires du niveau de vie du ménage. L'équation 2 peut être réécrite comme

$$ICBE_i = \sum_{k=1}^K s_k V_k, \quad (5)$$

où s_k est le poids de la variables V_k dans le bien-être du ménage. Les V_k sont les indicateurs primaires des conditions de vie telle que les conditions de logement, accès à l'eau...etc. Pour simplifier l'analyse supposons que les V_k sont codifiées toutes 0 ou 1. où 1 signifie que le ménage jouit de l'indicateur et 0 si non. $s_k V_k = \bar{S}_k$ peut être interprétée comme la contribution de la k^{ieme} source au bien-être du ménage. Cette interprétation est analogue à celle faite dans un cadre monétaire où le revenu, considéré comme une mesure de bien-être, est composé de plusieurs sources : revenu de travail, prestations familiales, revenu d'actifs...etc. Il serait, donc, intéressant de mesurer l'impact de la présence de la source de bien-être \bar{S}_k sur la réduction de la pauvreté. Naturellement, on s'attend a ce que plus la moyenne de l'indicateur V_k (proportion des ménages jouissant de cet indicateur) est élevée plus sa contribution à la réduction de la pauvreté l'est aussi. Toutefois, il faut tenir compte de la distribution des indicateurs et des interactions de leurs effets sur le bien-être des ménages. En effet, supposons que les proportions des ménages possédant des biens de communications (telephone, Tv) et ceux accédant à l'eau potable sont plus élevées en milieu urbain qu'en milieu rural, et que l'incidence de la pauvreté est plus élevé en milieu rural, alors l'impact de la possession des biens de communication sur la réduction de la pauvreté n'est plus si évident dans la mesure ou la faible incidence de la pauvreté en milieu urbain est peut être attribuable à d'autres sources de bien être tel que l'accès à l'eau. Pour mesurer la contribution de chaque indicateur à la réduction de la pauvreté, nous partons d'une situation de pauvreté extrême où l'IP est de 100% qui correspond à une situation ne possèdent aucun indicateur positif de bien-être. La contribution de la composante k à la réduction de la pauvreté est donnée par la réduction de l'IP après avoir ajouté \bar{S}_k à l'ICBE de chacun des ménages. Bien entendu l'effet de la composante k sur la réduction de la pauvreté dépend de la séquence selon laquelle on l'introduit dans l'ICBE. En d'autres termes résoudre le problème d'accès à l'eau puis celui du logement n'a pas le même effet sur la réduction de la pauvreté que la séquence inverse c'est à dire résoudre le problème de logement ensuite celui de l'accès à l'eau. En outre le niveau de bien-être acquis par un ménage est la conséquence de la combinaison et de l'interaction de l'effet de plusieurs facteurs. Afin

de contourner ces problèmes nous calculons la contribution moyenne de chacune des composantes k à la réduction de la pauvreté en examinant toutes les séquences possibles de son introduction dans l'ICBE. A cet effet, nous utilisons le concept de la valeur de Shapley²² pour calculer la contribution moyenne de la composante k à la réduction de la pauvreté. Avant de présenter les résultats il serait utile de présenter brièvement le concept de la valeur de shapley. On associe à chaque combinaison de caractéristiques un état de bien être. Cette combinaison sera similaire à une coalition dans le cadre d'un jeu coopératif. On note : $S(i)$: la combinaison incluant la caractéristique i ; $V(S(i))$: la somme des utilités des ménages bénéficiant de la combinaison de ces caractéristiques. Ces utilités seront mesurées par les niveaux de IBCE de ces derniers ; $V(S(i) - i)$ la somme des utilités des ménages disposant de la nouvelle combinaison constituée de la combinaison $S(i)$ de laquelle on a retiré la caractéristique i . $C(s)$: le nombre de combinaison de taille s comprenant la caractéristique i , elle égale à $\frac{n!}{s!(n-s-1)!}$

La valeur de Shapley, notée $\phi(i)$ pour la caractéristique i est alors égale à

$$\phi(i) = \frac{1}{n} \sum_{s=1}^n \frac{1}{C(s)} \sum_{S_i} V(S(i)) - V(S(i) - i)$$

A la caractéristique i on associe grâce à la valeur de Shapley la moyenne de ses contributions marginales des différentes combinaisons qui pourraient se former, voir Rasmusen 2004, Araar 2006b.

TAB. 10 – Decomposition de l'incidence de pauvreté par source

	Année 1988		Année 1994		Année 2001	
IP=.4621			IP=.355		IP=.232	
Source	Contribution	en %	Contribution	en %	Contribution	en %
Eau	-.064	.129	-.086	.134	-.094	.122
Toilette	-.063	.116	-.06	.093	-.074	.097
Education	-.017	.032	-.022	.035	-.03	.04
Durable	-.12	.224	-.141	.219	-.159	.208
Communication	-.112	.209	-.145	.225	-.177	.23
Logement	-.161	.29	-.19	.293	-.231	.301

Dans notre exercice de décomposition, et pour une meilleure présentation et simplification des interprétations des résultats nous avons supposé que l'ICBE est composé de 6 sources de bien-être : eau, condition sanitaire(toilette), éducation, biens durable (cuisinière et réfrigérateur), communication (Tv, radio et telephone)

²²Voir Duclos et Araar (2005), Araar (2006) pour un exposé simple du concept de valeur de Shapley et ses applications à la décomposition des mesures de pauvreté et des inégalités.

et condition de logement (qualité du sol, nombre de personnes par pièce et qualité du logement). Nous avons ensuite transformé l'ICBE de telle sorte qu'un ménage en situation de pauvreté totale (ne possédant aucun des indicateurs sus-cités) a un ICBE=0. Techniquement cela revient à ajouter aux scores de chacune des modalités des différents indicateurs la valeur absolue du score de la plus mauvaise modalité en terme de bien-être. La somme des contributions des six sources de bien-être doit être égale à $1 - IP$ puisque nous partons comme nous l'avons déjà mentionné d'une situation de pauvreté totale. Les résultats de la décomposition de l'IP, pour les années 1988, 1994 et 2001, selon les sources en utilisant la valeur de Shapley sont présentés dans le tableau 10. Le premier constat qui se dégage de cet exercice est la stabilité de la contribution de chacune des sources à la réduction de la pauvreté à travers les 3 périodes d'enquêtes. Les conditions de logement, la possession des biens durables et les moyens de communication ont les plus fortes contributions à la réduction de la pauvreté avec des contributions relatives respectives de 29%, 22.4% et 20.9% en 1988. Viennent ensuite l'accès à l'eau et les conditions sanitaires. Notons aussi la faible contribution de l'éducation de la femme à la réduction de la pauvreté qui est resté stable entre 1988 et 2001 en avoisinant le 3.5%.

L'exercice de décomposition de la pauvreté par sources selon la méthode de shapley peut s'inscrire dans le cadre d'une analyse (moyenne) de la contribution des différentes sources de bien-être à la réduction de la pauvreté observée actuellement. Rappelons que dans cette décomposition nous partons d'une situation hypothétique où tous les ménages sont dépourvus de toute source de bien-être, c'est à dire 100% d'incidence de la pauvreté. A présent, et afin d'identifier les meilleures politiques de ciblage pour un allègement de la pauvreté nous reformulons notre problème d'analyse de la pauvreté en posant les questions suivantes : quelles sont les sources de bien-être, formant notre ICBE, les plus susceptibles de réduire d'avantage le niveau de pauvreté observé ? Quel est l'ordre de priorité à donner à chaque source ? Une analyse marginale de l'effet potentiel de chaque source de bien-être sur la réduction de la pauvreté permettra de répondre à ces questions. L'idée de cette analyse consiste à mesurer l'effet d'une source k de bien-être sur la réduction de la pauvreté comme étant égal au différentiel de l'IP entre la distribution actuelle des attributs et une distribution hypothétique dans laquelle tous les ménages se voient attribuer l'attribut k . A titre d'exemple, si nous voulons évaluer l'effet potentiel de l'éducation sur la réduction de la pauvreté nous calculons la différence de l'IP observé actuellement et celui calculé en supposant que tous les individus sont instruit tout en gardant la distribution des autres attributs inchangée. Techniquement, cela revient à augmenter la valeur de l'ICBE des ménages privés du niveau d'instruction adéquat du différentiel des scores des modalités instruit et non instruit. Dans le cadre de notre analyse cela revient à augmenter la valeur de l'ICBE de $1.16 = \text{score de la modalité instruit} - \text{score de la}$

*modalité non instruit*²³.

Nous avons effectué cette analyse pour les différents attributs composant l'ICBE. Les résultats sont présentés dans le tableau suivant : Les premières conclusions qui

TAB. 11 – Effet marginaux des attributs sur l'IP année 2001

Attribut	IP	Effet marginal
Education	.16682	.06572
Nb personnes pièce sol	.18463	.04791
Logement decent	.22759	.00495
Toilette	.23173	.00081
Eau Robinet	.19457	.03797
Téléphone	.17936	.05318
Cuisinière	.14154	.091
Réfrigérateur	.22322	.00932
Tv	.17358	.05896
Radio	.21216	.02038
	.19221	.04033

Source : Nos Calculs

L'effet marginal est la différence entre l'IP en 2001 évaluée à .23254 et l'IP hypothétique de la deuxième colonne.

résultent de cette décomposition est la nécessité de mettre l'accent dans les efforts futurs d'allègement de la pauvreté sur l'amélioration de l'éducation, les conditions sanitaires et l'accès à l'eau, qui semblent avoir un potentiel non exploité dans la réduction de la pauvreté.

4 Analyses spécifiques de la pauvreté

Dans cette section il s'agit de reprendre le même exercice mené dans les deux dernières sections pour chacun des milieux urbain et rural du pays. Le but est de tenir compte des spécificités des modes de vies dans ces régions et de tester la sensibilité de nos conclusions par rapport à cette hypothèse. L'analyse spécifique pour chaque milieu vise essentiellement à mieux comprendre l'évolution de la pauvreté dans chacun des deux milieux afin de dégager des recommandations relatives aux priorités à accorder dans l'allocation des ressources des programmes de lutte contre la pauvreté. Nous avons effectué l'ACM séparément pour les milieux urbain et rural respectivement afin de calculer l'ICBE spécifique à chaque

²³Voir les deux dernières lignes du tableau 24.

milieu. Les résultats de l'ACM sont encourageants dans la mesure où la qualité de l'ACM effectuées est bonne selon les critères COPA et l'examen des valeurs propres présentées aux tableaux 24, 28 et 29.

Les tableaux 12 et 13 donnent les statistiques descriptives de l'ICBE relatif à chaque milieu entre 1988 et 2001.

TAB. 12 – Statistiques Descriptives ICBE milieu rural

Variable	Moyenne	Ecart Type	Min	Max	N
ICBE 1988	0	0.578	-1.116	1.543	1722
ICBE 1994	0.256	0.497	-1.116	1.543	2645
ICBE 2001	0.478	0.413	-0.973	1.543	2308

TAB. 13 – Statistiques Descriptives ICBE milieu urbain

Variable	Moyenne	Ecart Type	Min	Max	N
ICBE 1988	0	0.514	-2.938	0.643	2462
ICBE 1994	0.023	0.45	-2.564	0.643	3435
ICBE 2001	0.193	0.37	-2.16	0.643	3751

De la même manière que l'analyse effectuées au niveau national, l'analyse de l'évolution de la pauvreté pour les milieux rural et urbain utilise un seuil de pauvreté relatif qui représente 40% de la médiane de l'ICBE de chaque milieu en 1988. Les calculs donnent un seuil de pauvreté relatif du milieu urbain $z_{urb} = 0.0424$ et un seuil relatif du milieu rural qui s'élève à $z_{rur} = 0.0012$.

Rappelons tout d'abord que les ICBE des deux milieux ne peuvent pas se comparer entre eux directement puisqu'ils utilisent des critères différents lors de leurs constructions. Cependant la comparaison peut se faire au niveau de leurs taux d'évolution dans le temps et à travers les régions. La comparaison des résultats des tableaux 12 et 13, ainsi que les tableaux 14 et 15, montre clairement que la pauvreté a baissé dans le temps à des cadences plus accélérées au milieu rural par comparaison au milieu rural. Ces résultats confirment et renforcent nos précédentes conclusions qui se basaient sur des ICBE unifiés pour les deux milieux. Elles sont aussi en conformité avec les résultats évoquées par les approches monétaires. Ainsi Ayadi et al(2004) concluent que "le niveau de pauvreté a énormément baissé au milieu rural passant de 30% (en 1980) à 8.3% (en 2000)". Ce constat nous permet de conclure que l'utilisation d'un indicateur spécifique cristallise nos précédentes conclusions et permet de réfuter l'idée selon laquelle l'IBCE est représentatif plutôt des habitudes et mode de vie du milieu urbain. L'analyse spécifique prend toute son importance lors de l'analyse par région. En comparant les résultats des tableaux 16 et 8, nous observons que certaines conclusions

changent. Alors que dans le tableau 8 (se basant sur IBCE unifiés) ont a montré que la pauvreté est concentrée au régions NO et CO (regroupant plus que 50% des pauvres), le tableau 16 (se basant sur des IBCE spécifiques) nuance ces conclusions en distinguant le milieu urbain du milieu rural. Ainsi au milieu urbain les deux régions NO et CO ont les plus faibles proportions des pauvres, la pauvreté se concentre plutôt dans la région du GT. Si nous considérons par contre le milieu rural, nous montrons que la pauvreté est exclusivement concentrée dans les deux régions NO et CO avec plus de 70% des pauvres. En outre l'amélioration des conditions et par suite des niveaux de pauvreté dans le NO est clairement mise en évidence. Nous rejoignons les conclusions évoquées par ayadi et ali 2004 qui stipule "depuis 1980 l'incidence de la pauvreté a baissé dans toutes les régions mais dans des proportions bien supérieures dans le NO. Elle a même repassé sous la moyenne nationale dans le NO, tandis que dans le CO elle demeure plus élevée que la moyenne nationale". L'analyse spécifique permet une meilleure comparaison des niveaux de pauvreté d'autant plus que la majorité des lignes de pauvreté utilisées par l'INS la BM intègrent cette dimension spécifique, ce qui conforte la robustesse de nos conclusions des méthodes non monétaires spécifique.

TAB. 14 – Evolution de la pauvreté : milieu rural

Index	Année 1988	Année 1994	Année 2001
FGT 0	0.4735	0.2978	0.1233
Ecart Type	0.013	0.01	0.008
FGT 1	0.2318	0.1044	0.0228
Ecart Type	0.0087	0.005	0.0021

TAB. 15 – Evolution de la pauvreté : milieu urbain

Index	Année 1988	Année 1994	Année 2001
FGT 0	0.4243	0.3758	0.2166
STD DEV	0.0108	0.0107	0.0076
FGT 1	0.2141	0.1554	0.0726
STD DEV	0.0087	0.0058	0.0033

5 Analyse des inégalités

Dans cette section nous nous intéressons à l'analyse de la distribution de l'ICBE entre les ménages en étudiant l'évolution des inégalités entre 1988 et

TAB. 16 – Décomposition de la pauvreté : milieu rural

Année 1988				
Groupe	FGT 0 rural	Contribution en %	FGT 0 urbain	Contribution en %
GT	0.1975	0.0144	0.3298	0.2168
NE	0.3408	0.1120	0.4461	0.1859
NO	0.618	0.3373	0.5157	0.1
CO	0.5637	0.2774	0.6308	0.117
CE	0.3409	0.1265	0.3463	0.1493
Sud	0.4398	0.1321	0.4891	0.2308

Année 1994				
Group	FGT 0	Contribution en %	FGT 0 urbain	Contribution en %
GT	0.1376	0.0338	0.2965	0.2729
NE	0.1813	0.109	0.4044	0.1842
NO	0.3911	0.3692	0.4938	0.1225
CO	0.4286	0.3307	0.4391	0.0722
CE	0.2099	0.1024	0.3464	0.2146
Sud	0.1784	0.0546	0.5288	0.1333

Année 2001				
Group	FGT 0	Contribution en %	FGT 0 urbain	Contribution en %
GT	0.0553	0.0259	0.1541	0.2658
NE	0.0875	0.0994	0.2085	0.125
NO	0.1446	0.2477	0.279	0.0827
CO	0.2091	0.4481	0.383	0.1367
CE	0.0646	0.0886	0.1992	0.203
Sud	0.0707	0.0901	0.3014	0.1864

2001. Plusieurs motivations suscitent l'intérêt à étudier les inégalités. La pauvreté a une composante relative autant que la composante absolue. En effet, la pauvreté d'une personne peut changer non seulement parce que son niveau de bien-être a changé mais parce que le niveau de bien être des autres a changé. cela motive la une analyse spécifique des inégalités entre les ménages. En outre, les performances économiques d'un pays sont intimement liées aux degrés des inégalités et à la forme de la distribution de la richesse (Persson et tabbelini (1991)²⁴. La forte inégalité et la rébellion sont intimement liées, (Sen (1973)). Une inégalité accrue peut alimenter les tensions sociales et générer, par conséquent, l'instabilité des équilibres socio-économiques. Par ailleurs, l'analyse de l'inégalité basée sur l'ICBE pourrait s'inscrire dans le cadre d'une analyse multidimensionnelle

²⁴Voir aussi la littérature sur la relation entre croissance et inégalités Dollar et Kraay (2002)

de l'inégalité. Cependant étant donnée la nature de l'ICBE discutée dans les sections précédentes (valeurs négatives, moyenne nulle) l'utilisation de l'indice de Gini pour l'étude des inégalités est impossible sans une transformation de la distribution initiale de l'ICBE. Cependant, toute transformation de la distribution de l'ICBE affectera la moyenne et rend toute mesure des inégalités dépendantes de la transformation choisie, et par voie de conséquence les conclusions à tirer sur le niveau des inégalités différeront en fonction de la translation. Pour contourner ce problème nous utilisons dans notre analyse l'indice absolu de Gini (non normalisé par la moyenne) qui préservent l'essentiel des propriétés désirables des mesures des inégalités. Nous présentons dans les paragraphes qui suivent l'expression de l'indice absolu de Gini, ses mesures et son évolution à travers le temps ainsi que sa décompositions selon les différentes régions du pays.

5.1 L'indice absolu de Gini

Ce paragraphe est basé sur Araar (2006b). L'indice absolu de Gini peut être dérivée en se basant sur la notion de la privation relative qui est définie selon Runciman (1966) comme la différence entre la situation désirée et la situation actuelle de l'individu²⁵. Formellement, la privation sentie par l'individu i relativement à l'individu j peut être écrite comme :

$$\delta_{i,j} = (y_j - y_i)_+ = \begin{cases} y_j - y_i & \text{si } y_j > y_i \\ 0 & \text{si non,} \end{cases} \quad (6)$$

avec y_k l'indicateur de bien-être de l'individu k . Selon Runciman (1966, p19) plus le nombre d'individus avec un indicateur de bien-être $y_j > y_i$ augmente plus la privation sentie par l'individu i augmente. Ainsi la privation totale de l'individu peut s'écrire comme le produit de sa privation relative et la proportion de la population jouissant d'un indicateur de bien-être supérieur au sien. Formellement on a :

$$\bar{\delta}_i = \frac{\sum_{i=1}^N (y_j - y_i)_+}{N}, \quad (7)$$

avec N la taille de la population.

L'indice absolu (d'inégalité) Gini peut se définir comme l'espérance de la privation individuelle moyenne qui s'écrit comme :

$$GA = \sum_{i=1}^N \frac{\bar{\delta}_i}{N} = \bar{\delta} \quad (8)$$

²⁵"The magnitude of a relative deprivation is the extent of the difference between the desired situation and that of the person desiring it" Runciman (1966 p10).

L'indice absolu de Gini définie dans l'équation précédente respecte plusieurs axiomes désirables d'une mesure d'inégalité, tels que la symétrie, le principe de la population, le transfert..etc. En utilisant notre ICBE, nous avons calculé l'indice absolu de Gini pour les 3 années d'enquêtes 1988, 1994 et 2001. Les résultats, présentés dans le tableau 17 montre une baisse significative des inégalités durant la période d'étude. Cette baisse s'interprète comme une réduction des distances qui séparent les individus en terme de l'ICBE, donc la privation moyenne sentie par la population.

TAB. 17 – Évolution de l'indice absolu de Gini

Année	Gini Absolu
1988	0.3461
1994	0.2768
2001	0.2274

5.2 Décomposition des inégalités

Les résultats du tableau 17 ont retracé l'évolution des inégalités au niveau national, mais qu'en est il de la contribution des différentes régions économiques du pays aux inégalités ? Cependant ces résultats se contredisent partiellement avec ceux basés sur les indicateurs monétaires qui montrent que l'inégalité a augmentée en 1995 (passant de 0.401 en 1990 à 0.417 en 1995) après une forte baisse de 10% entre 1985 et 1990, voir Ayadi et al (2004). Ces contradictions sont associées au fait que l'utilisation du revenu à la place de l'IBCE surestime l'effet des conjoncture économiques. De combien contribue chacune des sources qui composent notre ICBE à l'inégalité totale ? Nous répondons à ces question en procédant à un exercice de décomposition des inégalités par groupe et par sources. L'indice absolu de Gini est exactement décomposable et ne nécessite pas le recours à la décomposition par la méthode de Shapley²⁶.

²⁶Précisons que lorsque l'interaction entre les facteurs représente une part importante du coefficient de Gini, la méthode de Shapley n'est pas la méthode appropriée (voir Araar (2006a)); Nous verrons que lors de la décomposition par région la part du terme résiduel est assez important, cependant dans la décomposition par source ce terme est insignifiant et les deux méthodes décomposition analytique et la décomposition de Shapley sont équivalentes.

5.2.1 Décomposition par groupe

Supposons que la population est partagée en G groupes (des régions par exemple). La privation moyenne du ménage k peut s'écrire comme :

$$\bar{\delta}_k = \phi_g \bar{\delta}_{k,g} + \widehat{\delta}_{k,g}, \quad (9)$$

avec $\bar{\delta}_{k,g}$ la privation moyenne du ménage k au sein de son groupe g ,

$$\widehat{\delta}_{k,g} = \sum_{j \neq g}^{N-K_g} \frac{(y_k - y_j)_+}{N}$$

est la privation sentie par le ménage k par rapport aux ménages des autres groupes, ϕ_g la taille relative du groupe g dans la population, K_g la taille du groupe g . L'indice absolu de Gini peut se réécrire donc comme :

$$GA = \sum_{g=1}^G \sum_{k=1}^{K_g} \frac{\phi_g \bar{\delta}_{k,g} + \widehat{\delta}_{k,g}}{N} \quad (10)$$

$$= \sum_{g=1}^G \left[\phi_g^2 \frac{\sum_{k=1}^{K_g} \bar{\delta}_{k,g}}{K_g} \right] + \sum_{g=1}^G \sum_{k=1}^{K_g} \frac{\widehat{\delta}_k}{N} \quad (11)$$

$$= \sum_{g=1}^G \phi_g^2 GA_g + \widehat{GA} \quad (12)$$

\widehat{GA} représente l'inégalité inter-groupe lorsque la privation au sein de chaque groupe est neutralisée. L'inégalité inter-groupe est équivalente à l'inégalité totale lorsque chaque ménage a un niveau de bien-être égal à la moyenne de son groupe. avec cette définition l'indice absolu de Gini s'écrit sous la forme :

$$GA = \sum_{g=1}^G \phi_g^2 GA_g + GA(\mu_g) + R, \quad (13)$$

avec μ_g l'ICBE moyen du groupe g , $GA(\mu_g)$ l'inégalité absolu lorsque chaque ménage possède μ_g . R représente un terme d'interaction entre l'inégalité inter et intra groupe. En d'autres termes même si la privation moyenne d'un ménage au sein de son groupe est nulle il se comparera de toutes les façons aux ménages des autres groupes, d'où le terme R .

La décomposition de l'indice absolu de gini selon les milieux urbain et rural a donné les résultats suivants : Au vu des tableaux 18 et 19, nous rejoignons les conclusions faites par plusieurs études précédentes de l'inégalité en Tunisie

TAB. 18 – décomposition de l’indice de Gini par milieu

Année :1988				
Composante	Inter-groupe	Intra-groupe	Residu	GA
Contribution	0.1964	0.1287	0.0211	0.3461
en %	0.3719	0.5673	0.0608	1
Urbain	-	0.0658	-	-
Rural	-	0.0629	-	-
Année :1994				
Composante	Inter-groupe	Intra-groupe	Residu	GA
Contribution	0.152	0.107	0.0178	0.2768
en %	0.3867	0.5491	0.0642	1
Urbain	-	0.0622	-	-
Rural	-	0.0449	-	-
Année :2001				
Composante	Inter-groupe	Intra-groupe	Residu	GA
Contribution	0.1281	0.0879	0.0114	0.2274
en %	0.3866	0.5632	0.0502	1
Urbain	-	0.0621	-	-
Rural	-	0.0258	-	-

(INS(2000), BM(2003), Ayadi et al (2004)). Nous montrons qu’il existe d’avantage d’inégalités entre milieux qu’entre régions, ce constat ne change pas dans le temps. D’autre part l’effet de l’interaction (effet résiduel) entre milieux est insignifiant (6%) par comparaison à sa valeur lors de l’analyse de décomposition par région où cet effet représente plus que 40% des sources d’inégalité. Cependant les commentaires et les résultats seraient encore plus pertinentes lors de la décomposition par source d’inégalité.

5.2.2 Décomposition par source

Nous avons montré dans 3.4 que l’ICBE peut s’écrire comme la somme de k sources de bien-être. En reprenant l’équation 5 l’ICBE pour un individu i peut s’écrire comme :

$$ICBE_i = \sum_{k=1}^K s_k V_{k,i} = \sum_{k=1}^K \bar{S}_{k,i}, \quad (14)$$

avec \bar{S}_k la source de bien-être k de l’individu i .

TAB. 19 – décomposition de l'indice de Gini par region

Année :1988				
Composante	Inter-groupe	Intra-groupe	Residu	GA
Contribution	0.1442	0.0515	0.1505	0.3461
en %	0.4165	0.1488	0.4347	1
GT	-	0.0061	-	-
NE	-	0.0084	-	-
NO	-	0.0106	-	-
CO	-	0.0071	-	-
CE	-	0.0094	-	-
Sud	-	0.0099	-	-
Année :1994				
Composante	Inter-groupe	Intra-groupe	Residu	GA
Contribution	0.1227	0.0427	0.1113	0.2768
en %	0.4433	0.1544	0.4022	1
GT	-	0.0102	-	-
NE	-	0.0073	-	-
NO	-	0.0092	-	-
CO	-	0.0053	-	-
CE	-	0.0089	-	-
Sud	-	0.0019	-	-
Année :2001				
Composante	Inter-groupe	Intra-groupe	Residu	GA
Contribution	0.1005	0.0349	0.092	0.2274
en %	0.1535	0.4419	0.4046	1
GT	-	0.0105	-	-
NE	-	0.0038	-	-
NO	-	0.0032	-	-
CO	-	0.0052	-	-
CE	-	0.0081	-	-
Sud	-	0.0041	-	-

TAB. 20 – Décomposition de l'indice de Gini par source

Composante	Année 1988		Année 1994		Année 2001	
	contribution	en %	contribution	en %	contribution	en %
Eau	0.0476	0.1377	0.0324	0.1171	0.0236	0.1037
Toilette	0.0483	0.1397	0.0440	0.1590	0.0229	0.1007
Education	0.0249	0.0721	0.0254	0.0918	0.0282	0.1241
Durable	0.0716	0.2359	0.0619	0.2238	0.0428	0.1885
Communication	0.0754	0.2181	0.0747	0.2699	0.0832	0.3663
Logement	0.0679	0.1965	0.0382	0.1384	0.0265	0.1168
Total	0.3459	1.0000	0.2766	1.0000	0.2273	1.0000

En partant de (7), la privation moyenne d'un individu i peut se réécrire comme :

$$\bar{\delta}_i = \frac{\sum_{j=1}^N (\sum_{k=1}^K \bar{S}_{k,j} - \sum_{k=1}^K \bar{S}_{k,i})_+}{N} \quad (15)$$

$$= \sum_{k=1}^K \frac{\sum_{j=1}^N (\bar{S}_{k,j} - \bar{S}_{k,i}) * I(ICBE_j > ICBE_i)}{N} \quad (16)$$

$$= \sum_{k=1}^K \bar{d}_{i,k}, \quad (17)$$

avec $I(\cdot)$ est la fonction indicatrice. En utilisant (7) l'indice absolu de Gini s'écrit sous la forme :

$$GA = \sum_{k=1}^K \frac{\sum_{i=1}^N \bar{d}_{i,k}}{N} = \sum_{k=1}^K CA_k, \quad (18)$$

avec CA_k est l'indice absolu de concentration de la source k .

Les résultats de la décomposition de l'indice absolu de Gini selon les principales sources de l'ICBE sont donnée dans le tableau 20. Le sentiment de privation se réduit de plus en plus, ce qui entraîne une baisse de l'inégalité absolue, comme le montre le tableau 18. Cependant cette privation diffère d'une source à une autre. Les trois importantes sources de privation sont : l'eau (avoir l'eau courante via le robinet), la toilette (disposé d'une toilette au sein de la maison) et le type de logement (avoir une maison battit par des matériaux durs, avoir suffisamment d'espace dans la maison). Cependant l'éducation est l'une des sources de privation dont l'importance n'a pas changée dans le temps. Il a même augmenté. Nous précisons que ce constat est relié au fait que les niveaux d'éducation de toutes les couches de

la population ont augmenté, ce qui fait que le niveau d'inégalité est resté inchangé. Enfin la communication fait augmenter légèrement l'inégalité. Ce résultat est lié à l'émergence de plusieurs nouveaux produits (téléphone portable, nouveaux types de télévision...) qui sont acquis par toutes les couches de la population ce qui a fait de sorte que l'inégalité n'a pas baissé.

En comparant à présent les résultats du tableau 10 relatif aux sources de pauvreté et le tableau 20 retraçant les sources d'inégalité on constate que : La communication est une composante ayant un effet sur les deux phénomènes. Cependant la part de ce facteur est plus importante dans l'explication de l'inégalité qui atteint 36,6% avec seulement 23% de contribution au niveau de la pauvreté. L'éducation n'a presque pas d'effet sur le niveau de pauvreté, cependant elle a un effet grandissant sur l'inégalité (passant de 7% en 1988 à 12,4% en 2001) ; Le logement est la principale source de pauvreté (plus que 30%), mais elle a un effet de plus en plus faible sur l'inégalité passant de 19,6% à 11,6%). L'eau, toilette et bien durable ont des contributions assez similaires sur la pauvreté et sur l'inégalité.

6 Conclusion et recommandations politiques

Depuis la parution des travaux de Sen (1985, 1987) les économistes s'accordent de plus en plus que le bien-être individuel a de multiples dimensions outre le revenu. Ainsi, toute analyse de l'évolution du bien-être doit nécessairement inclure les multiples facettes des conditions de vie de l'individu et plus particulièrement ses dimensions non monétaire. Dans ce travail nous avons construit un nouvel indicateur du niveau de bien-être basé sur l'agrégation de plusieurs attributs de niveau de vie des ménages Tunisiens pour étudier l'évolution de la pauvreté et les inégalités dans une perspective multidimensionnelle entre 1988 et 2001. En spécifiant une ligne de pauvreté relative, nous montrons une baisse significative des niveaux de pauvreté durant les années 1990, avec un certain fléchissement au milieu de la décennie suite aux années de sécheresse (1993, 1994, 1995). Nous montrons aussi que la pauvreté est un phénomène essentiellement rural (plus de 70% des pauvres appartiennent au milieu rural). Nos conclusions concernant la distribution de la pauvreté concordent avec celles des études basées sur une approche monétaire. Par ailleurs, nos conclusions reflètent les tendances retracées par les indicateurs macro-économiques ce qui attribue une certaine robustesse à notre approche et montre sa fiabilité pour l'étude de la pauvreté et des inégalités. Cependant notre étude se distingue des études précédentes en donnant de nouveaux renseignements jusque là ignorés ou non argumentés. Nous montrons ainsi que les niveaux de pauvreté n'ont pas baissé, dans le milieu rural, autant que le préconise les précédentes études. Par conséquent si le gouvernement aspire à améliorer d'avantage le niveau des familles Tunisiennes, ses efforts d'allègement de la

pauvreté doivent être encore plus intensifs en direction du milieu rural. En effet, malgré la nette amélioration du niveau nutritionnel des ruraux, durant la dernière décennie, les conditions de logement, les conditions sanitaires et la possession de certains biens durables (radio, la télévision,...etc), méritent d'être pris en considération pour assurer un meilleur niveau de vie aux ruraux et réduire leur niveau de pauvreté qualifiée de multidimensionnelle. Le différentiel des niveaux de pauvreté entre milieu urbain et milieu rural est encore assez élevé ce qui pose de nouvelles questions sur l'efficacité des efforts consentis à lutter contre ce fléau. Notre étude révèle aussi que les souches de pauvreté sont restées les mêmes entre 1988 et 2001. Malgré la réduction de l'incidence de la pauvreté dans le nord ouest et centre ouest ces régions occupent toujours les derniers rang du classement régional du niveau de pauvreté. Notre analyse de l'IP par source montre la nécessité de mettre encore plus l'accent sur l'amélioration de l'éducation, les conditions sanitaires et l'accès à une source sûre d'eau pour améliorer le bien-être des ménages.

Notre étude révèle, par ailleurs, une forte baisse des inégalités durant entre 1988 et 2001 où l'indice de l'inégalité absolu est passé de .34 à .22. Toutefois, les disparités régionales sont manifestes ainsi que les écarts du niveau de vie entre les milieux urbain et rural. Les attributs de bien-être qui contribuent le plus à ces disparités sont l'accès aux moyens de communications et la possession de biens durables.

Notre étude, comme la plupart des études basées sur une approche non-monétaire, a l'avantage de proposer des outils de politiques d'allègement de la pauvreté plus facile à implementer que ceux proposées par les études basées sur une approche monétaire. En effet, nos critères d'identification des pauvres sont plus tangibles. Il est plus facile de voir le type de sol du logement, le branchement au réseau sanitaire...etc, que de mesurer le revenu exacte d'un ménage pour le considérer comme pauvre ou non. Notons enfin que les résultats de notre étude concordent aussi avec les conclusions du PNUD qui utilise des indicateurs non monétaire de bien-être au niveau agrégé afin d'étudier l'évolution de niveau de vie.

Références

- [1] Araar, AbdelKarim, (2006a) "On the Decomposition of the Gini Coefficient : an Exact Approach, with an Illustration Using Cameroonian Data." Cahier de recherche Cirpée, Université Laval
- [2] Araar, AbdelKarim, (2006b) "The absolute Gini Coefficient : Decomposability and Stochastic Dominance." mimeo réseau PEP
- [3] Asselin, L-M., (2002) "Multidimensional poverty : Composite indicator of multidimensional poverty." Institut de Mathématique Gauss : Lévis, Québec.
- [4] Ayadi, M., M. S. Matoussi et M.P.Victoria-Feser (2001) "Putting Robust Statistical Methods into Practice : Poverty Analysis in Tunisia ", *Swiss Journal of Economics and Statistics* vol.137, (3)
- [5] Ayadi, M., R. Baccouche, M. Goaid et M. S. Matoussi (1995) "Variation spatiale des prix et analyse de la demande des ménages en Tunisie" 7th World Congress of the Econometric Society, Tokyo, Japan.
- [6] Ayadi, M. et M. S. Matoussi (1996) "Urban Rural Poverty comparaisons in Tunisia" 11th Annual congress of the Euroean Economic Association 21-24 Août 1996, Istanbul, Turkey.
- [7] Ayadi, M., G. Boulila, M. H. Lahouel et Ph. Montigny (2004) "Pro-poor Growth in Tunisia" Mimeo Université de Tunis
- [8] Bibi, S. (2001) "Les Dépenses publiques et le ciblage de la population pauvre en Tunisie" Thèse Faculté des Sciences Économiques et de Gestion de Tunis
- [9] Bibi, S. (2003) "Comparing Multidimensional Poverty between Egypt and Tunisia"10th ERF's Annual Conference Marekch Maroc
- [10] Booyesen, F. le R., Van der Berg, S., Du Rand, G., Von Maltitz, M. and Burger, R. (2004) "Poverty and inequality analysis for seven African countries, using asset indices constructed from DHS data" Document de travail PEP-PMMA www.pep-net.org
- [11] Davidson, R. and J.Y. Duclos (2000), "Statistical Inference for Stochastic Dominance and the for the Measurement of Poverty and Inequality", *Econometrica*, vol. 52 (3), pp. 761-765.
- [12] Dollar, David, and Aart Kraay, 2002, "Growth is Good for the Poor," *Journal of Economic Growth*, 7, 195-225.
- [13] Duclos, J.-Y., A. Araar (2005), *Poverty and Equity : Measurement, Policy and Estimation with DAD*. Université Laval
- [14] Filmer, D., Pritchett, L., (1998) "Estimating wealth effects without expenditure data - or tears : An application to educational enrollments in states of India" World Bank Policy Research Working Paper No. 1994, Washington DC : World Bank.
- [15] Foster, J. E., J. Greer et E. Thorbecke. (1984), "A Class of Decomposable Poverty Measures". *Econometrica*, vol. 68 (6), pp. 1435-64.
- [16] Institut National des Statistiques "Enquête sur la consommation et le budget des ménages " Plusieurs volumes 1990, 1995 2000
- [17] Kanbur, R., et al (2002)"L'évolution de notre manière d'envisager la pauvreté : analyse des interactions" in *Aux frontières de l'économie du développement : le futur en perspective* eds G. Meier et J. E. Stiglitz, Banque Mondiale Washington D.C
- [18] Ki, Jean Bosco, S. FAYE et B. FAYE (2005) "Pauvreté multidimensionnelle au Sénégal : une approche non monétaire par les besoins de base"Working paper 2005-05 Réseau PEP.

- [19] Pradhan, M. et M. Ravallion, (2000), Measuring Poverty Using Qualitative Perceptions of Consumption Adequacy. *Review of Economics and Statistics*, vol. 82 (3), pp. 462-471.
- [20] Persson, T., and G. Tabellini (1991) : "Is Inequality Harmful for Growth ? Theory and evidence" NBER working paper 3599.
- [21] Rasmusen, E (2004) *Jeux et Information : Introduction à la Théorie des Jeux*, Editions De Boeck, Bruxelles Belgique.
- [22] Runciman, W. G. (1966) *Relative Deprivation and Social Justice : A Study of Attitudes to Social Inequality in twentieth-century England*, Berkeley and Los Angeles : University of California Press,
- [23] Sahn, D. E. and D. C. Stifel (2000) : "Poverty Comparisons Over Time and Across Countries in Africa," *World Development*, 28, pp. 2123-55
- [24] Sahn, D. E. and D. C. Stifel (2003) "Exploring Alternative Measures of Welfare in the Absence of Expenditure Data," *Review of income and wealth*, 49(4)pp. 463-489
- [25] Scitovsky, T. (1976) *The Joyless Economy*, Oxford University Press
- [26] Sen, A. (1973) : *On Economic Inequality* (Second Ed.). Oxford : Oxford University Press and Clarendon Press.
- [27] Sen, A.K. (1985), *Commodities and Capabilities*. North-Holland, Amsterdam.
- [28] Sen, A. K. (1987), *The Standard of Living*. Cambridge : Cambridge University Press.
- [29] World Bank (1990), *Republic of Tunisia, Poverty Update* rapport en deux volumes
- [30] World Bank (2003), *Republic of Tunisia, Poverty Update* rapport en deux volumes

TAB. 21 – Quelques indicateurs de la croissance

Taux de croissance		
	1990-1995	1995-2000
Agriculture	-1,5	7,7
Industrie Construction	6,7	6,2
Industrie Transformation	5,6	5,3
Demande Finale	3,9	5,6

Source : BM (2003)

TAB. 22 – Evolution de la proportion de la population ayant un revenu inférieur à 400 DT

	1980	1990	2000
Global	28,1	16	9,3
Urbain	10,8	6,4	3,8
Rural	46,6	29,8	18,6

Source : BM (2003)

TAB. 23 – Evolution de l'IDH

	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2002
	.516	.574	.623	.656	.696	.734	.745

Source : Les rapports du PNUD

TAB. 25: Distribution de l'indice composite par dimension

Dimension	ICBE 1988	Rang	Dépenses par tête 1990	Rang
Milieu				
Urbain	.3366	1	933.58	1
Rural	-.4815	2	506.97	2

Suite page suivante...

... Suite tableau 25

Dimension	ICBE 1988	Rang	Dépenses par tête 1990	Rang
Region				
Grand Tunis	.3903	1	1077.38	1
Nord Est	.0819	3	821.3	3
Nord Ouest	-.4264	6	557.54	5
Centre Ouest	-.3185	5	577.87	6
Centre Est	.1251	2	852.71	2
Sud	.0165	4	632.21	4

TAB. 24 – Coordonnées des modalités Échantillon Total, milieux urbain et rural

Libellé	L'ensemble du pays	Milieu urbain	Milieu rural
RADIO			
oui	0.30	0.21	0.37
non	-0.91	-1.12	-0.61
TV			
oui	0.45	0.21	0.69
non	-1.19	-1.71	-0.66
FRIDGE			
oui	0.82	0.52	1.52
non	-0.64	-0.98	-0.22
CUISINIE			
oui	0.30	0.11	0.46
non	-1.52	-2.22	-0.95
TELEPHONE			
oui	1.21	1.01	2.13
non	-0.10	-0.14	-0.01
EAU			
Eau de robinet	0.62	0.21	1.19
Puit privé public, citerne	-0.24	-0.61	0.39
Puit ou robinet public	-0.67	-1.10	-0.04
Eau de surface	-1.39	-1.82	-0.88
TOILETTE			
Toilette privée reliée aux égouts	0.53	0.17	0.93
Toilette non reliée aux égouts	-0.11	-0.71	0.48
Pas de toilette	-1.29	-2.16	-0.64
Logement			
Descent	0.21	0.08	0.34
Non descent	-1.83	-2.28	-1.38
Mauvais Sol			
non	0.20	0.06	0.34
oui	-2.08	-3.33	-1.46
PLUS2PPP			
oui	0.64	0.49	0.74
non	-0.34	-0.41	-0.18
ANALPHAB			
non	0.82	0.55	1.11
oui	-0.34	-0.43	-0.12

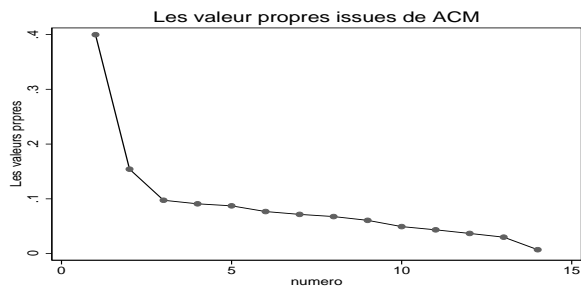


FIG. 3 – Les valeurs propres de l'ACM

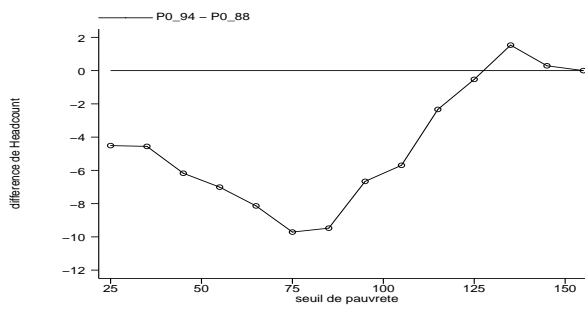


FIG. 4 – FOD : Différence des IP 1994-1988

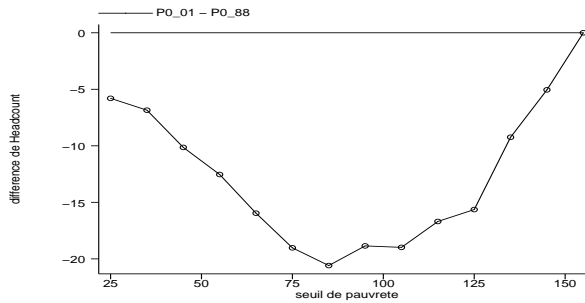


FIG. 5 – FOD : Différence des IP 2001-1988

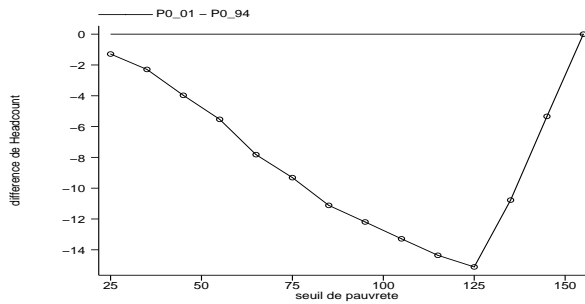


FIG. 6 – FOD : Différence des IP 2001-1994

TAB. 26 – Cosinus carrés des modalités actives

Libellé	Poids relatif	Distance à l'origine	Axe 1
RADIO			
Oui	6.842	0.32868	0.27
Non	2.249	3.04251	0.27
TV			
Oui	6.605	0.37632	0.53
Non	2.486	2.65734	0.53
RÉFRIGÉRATEUR			
Oui	3.989	1.27887	0.53
Non	5.102	0.78194	0.53
CUISINIÈRE			
Oui	7.607	0.19509	0.45
Non	1.484	5.12592	0.45
TELEPHONE			
Oui	0.682	12.32480	0.12
Non	8.409	0.08114	0.12
EAU			
Eau de robinet	5.189	0.75209	0.52
Puit privé public, citerne	0.454	19.01910	0.00
Puit ou robinet public	2.316	2.92495	0.15
Eau de surface	1.132	7.03071	0.28
TOILET			
Toilette privée reliée aux égouts	5.912	0.53767	0.52
Toilette non reliée aux égouts	0.837	9.86753	0.00
Pas de toilette	2.342	2.88126	0.58
Logement décent			
Oui	8.159	0.11425	0.38
Non	0.932	8.75291	0.38
Mauvais SOL			
Non	8.289	0.09672	0.42
Oui	0.802	10.33880	0.42
PLUS2PPP			
Oui	3.161	1.87560	0.22
Non	5.930	0.53316	0.22
ANALPHAB			
Non	2.686	2.38511	0.28
Oui	6.405	0.41927	0.28

TAB. 27 – Tableau des valeurs propres : tout le pays
Trace de la matrice : 1.27273

Numéro	Valeur propre	Pourcentage	Pourcentage cumulé
1	0.3998	31.41	31.41
2	0.1542	12.12	43.53
3	0.0974	7.65	51.18
4	0.0909	7.14	58.32
5	0.0872	6.85	65.17
6	0.0768	6.04	71.21
7	0.0716	5.63	76.84
8	0.0676	5.31	82.15
9	0.0607	4.77	86.92
10	0.0493	3.87	90.79
11	0.0434	3.41	94.19
12	0.0368	2.89	97.08
13	0.0300	2.36	99.44
14	0.0071	0.56	100.00

TAB. 28 – Tableau des valeurs propres : milieu urbain
Tableau des valeurs propres Urban Areas
Trace de la matrice : 1.27273

Numéro	Valeur propre	Pourcentage	Pourcentage cumulé
1	0.2638	20.72	20.72
2	0.1488	11.69	32.41
3	0.1095	8.60	41.01
4	0.0960	7.54	48.56
5	0.0922	7.24	55.80
6	0.0858	6.74	62.54
7	0.0788	6.19	68.73
8	0.0727	5.72	74.45
9	0.0682	5.36	79.80
10	0.0666	5.23	85.03
11	0.0607	4.77	89.80
12	0.0589	4.63	94.43
13	0.0469	3.68	98.11
14	0.0240	1.89	100.00

TAB. 29 – Tableau des valeurs propres : milieu rural
Tableau des valeurs propres Rural Areas
Trace de la matrice : 1.27273

	Numéro	Valeur propre	Pourcentage	Pourcentage cumulé
	1	0.3341	26.25	26.25
	2	0.1494	11.73	37.99
	3	0.1023	8.03	46.02
	4	0.0962	7.56	53.58
	5	0.0869	6.83	60.41
	6	0.0825	6.48	66.89
	7	0.0781	6.14	73.03
	8	0.0772	6.06	79.09
	9	0.0725	5.69	84.78
	10	0.0559	4.39	89.17
	11	0.0502	3.94	93.12
	12	0.0446	3.50	96.62
	13	0.0397	3.12	99.74
	14	0.0033	0.26	100.00

TAB. 30 – Taux de variation annuel moyen du Head count par région

	Les années 1990		Début des années 1990		Fin des années 1990	
	BM	Nos taux	BM	Nos taux	BM	Nos taux
	88-2001	90-2000	88-94	90-95	94-2001	95-2000
Gd Tunis	-3.2	-7.26	2.79	-4.68	-7.14	-9.42
Nord Est	-2.43	-5.01	-1.91	-3.55	-3.24	-6.25
Nord Ouest	-2.02	-3.77	-1.27	-2.41	-2.88	-4.93
Centre Ouest	-1.24	-2.24	0.52	-1.2	-2.67	-3.08
Centre Est	-3.36	-5.95	-1.78	-6.92	-5.28	-5.11
Sud	-3.47	-6.36	-3.42	-5.25	-4.42	-7.3