

NOTE TECHNIQUE

Vers l'adoption d'un modèle de ciblage optimal des pauvres par les programmes d'assistance sociale en Tunisie

Vers l'adoption d'un modèle de ciblage optimal des pauvres par les programmes d'assistance sociale en Tunisie

Note Technique



Sommaire

1. Introduction	5
2. Présentation générale du processus du ciblage des ménages éligibles en information imparfaite	7
3. L'identification des ménages éligibles en information imparfaite selon la méthode de régression re-pondérée selon les percentiles (percentile weighted regression, PWR)	10
4. Résultats d'estimations	14
5. Détermination de l'éligibilité	18



En 2014, le CRES et la BAD ont lancé la première d'enquête d'évaluation des deux programmes phares d'assistance sociale en Tunisie depuis leur démarrage qui se trouve être aussi la première du genre dans la région MENA. Ce projet a été financé grâce à un don accordé par le Fonds Fiduciaire de la Transition (TFT) géré par la BAD ce qui a permis au CRES de répondre aux requêtes du gouvernement relatives à l'évaluation du système d'assistance sociale en Tunisie.

Cette note constitue un des outputs de l'enquête d'évaluation de la performance des programmes d'assistance sociale et propose un modèle de ciblage optimal des aides sociales directes qui serait susceptible de minimiser les erreurs d'identification des bénéficiaires tout en maximisant l'impact sur le bien-être des population pauvres corollaire d'une réduction effective et durable de la pauvreté.

Cette note a été élaborée par une équipe composée de sami Bibi (Université Laval, Expert Principal en ciblage des programmes de lutte contre la pauvreté), Nidhal Ben Cheikh (Directeur du Projet, CRES), Abir Belloussaief (Chercheuse, CRES) et Imen Mouaddeb (Chercheuse, CRES).

1. Introduction

Le défi de réduire (voire même annuler) la pauvreté serait simple si la population pauvre était facilement identifiable. La difficulté d'identifier directement les familles incapables de subvenir à leurs besoins essentiels a souvent été à l'origine de la mise en place de programmes sociaux selon des mécanismes de ciblage imparfaits (ciblage géographique, proxy means tests, etc.).

En effet, les faiblesses institutionnelles, la mauvaise coordination entre les différents services de l'État, et le poids du secteur informel, qui pèse lourd dans l'économie tunisienne, empêchent l'existence d'une administration fiscale capable d'observer le niveau de revenu de toutes les familles. Le ciblage de la population pauvre ne peut donc qu'être imparfait. L'un des moyens de le faire consiste à utiliser des indicateurs régionaux et sociodémographiques, idéalement fortement corrélés avec le niveau de vie des familles.

L'identification des indicateurs régionaux et sociodémographiques fortement corrélés avec le niveau de vie des familles nécessite

l'exploitation des enquêtes sur le niveau de vie des ménages. Celles-ci incluent des informations sur le niveau de dépenses et de consommation, sur les conditions de vie (type de logement, possession de biens durables...) ainsi que sur les caractéristiques sociodémographiques des familles (âge des différents membres, niveau d'éducation, statut vis-à-vis du marché du travail, catégorie socioprofessionnelle, etc.). A l'aide de ces informations, il est possible d'établir le degré d'association entre le niveau de vie (souvent mesuré par le niveau de consommation par tête du ménage) d'une part, et les indicateurs régionaux et socio-démographiques facilement observables d'autre part. L'utilisation des enquêtes de niveau de vie permet, ensuite, d'assigner à chaque caractéristique du ménage un poids qui permet de calculer un score qui mesure son niveau de vie. Un seuil qui délimite le score des éligibles du score des inéligibles est enfin fixé. Ce seuil dépend des ressources déployées pour le programme en question. Plus le volume de ces ressources est important, plus ce seuil est élevé.

2. Présentation générale du processus du ciblage des ménages éligibles en information imparfaite

La sélection selon un système de scores approximant le niveau de vie, connu sous la terminologie anglaise "*proxy-means test*", constitue la démarche que nous proposons pour compléter le système de ciblage utilisé par le ministère des affaires sociales afin d'identifier les bénéficiaires du PNAFN et de l'AMGII. Cette méthode consiste à construire un score de niveau de vie (ou indice de richesse) sur la base d'un ensemble de caractéristiques des ménages. Idéalement, ces caractéristiques doivent respecter les trois critères suivants :

- (i) Elles doivent être facilement observables ;
- (ii) Elles doivent être difficilement manipulables ; et
- (iii) Elles doivent être fortement corrélées avec le niveau de vie des ménages.

A titre d'exemple, le lieu de résidence et le type de logement sont parmi les caractéristiques les plus utilisées dans la construction d'un indicateur de niveau de vie à des fins de ciblage. Ces deux caractéristiques respectent bien les deux premiers critères. Quant au troisième critère, même s'il existe souvent une certaine association entre ces deux caractéristiques et le niveau de vie, celle-ci n'est pas suffisamment forte pour réduire les erreurs de ciblage. Par contre, il n'est pas très recommandé d'utiliser des variables relatives à la possession de biens durables facilement dissimulables (bijoux, œuvres d'art, etc.) à des fins de ciblage. Même si de telles variables sont souvent fortement corrélées avec le niveau de vie des ménages, elles sont faciles à dissimuler ; ce qui rend leur observation aussi problématique que l'observation du revenu ou de la consommation. Par ailleurs, le nombre de variables à utiliser ne doit pas être très élevé afin de garantir, d'une part, un minimum de transparence du processus de sélection des éligibles au programme et de réduire, d'autre part, le coût de la vérification de ces informations pour les ménages qui sollicitent l'aide du PNAFN ou de l'AMGII.

Les variables composant le score sont généralement choisies à partir d'une enquête auprès des ménages incluant des

variables qui mesurent leur niveau de vie (soit leur consommation par tête dans notre cas). Cette enquête est alors utilisée pour estimer une relation qui lie, d'un côté, la consommation par tête du ménage et, de l'autre côté, l'ensemble de leurs caractéristiques retenues pour les fins de ciblage :

$$y_h = X_h \beta + \vartheta_h \quad (1)$$

où X_h^i désigne un vecteur de variables x_h^i relatives aux caractéristiques du ménage h , β est un vecteur de coefficients β^i à estimer, ϑ_h est un terme résiduel.

Les caractéristiques x_h^i les plus couramment utilisées portent généralement sur la structure démographique du ménage (âge, taille, nombre d'enfants), le lieu de résidence, les caractéristiques du logement (type des murs, du toit, nombre de pièces, etc.), la connexion du logement aux services publics (eau, électricité, etc.), le mode d'occupation (propriétaire avec ou sans hypothèque, locataire, logement de fonction...). D'autres variables relatives au statut d'emploi du chef du ménage et de ses membres sont aussi souvent utilisées. Toutefois, les ménages dont les membres actifs exercent des activités informelles peuvent prétendre qu'ils sont au chômage pour maximiser leurs chances d'éligibilité au programme. Le niveau d'éducation et la possession de certains biens durables peuvent aussi être utilisés. Toutefois, ces dernières caractéristiques, surtout la possession des biens durables, sont les plus faciles à dissimuler.

Pour estimer le modèle résumé par l'équation (1) plusieurs méthodes sont possibles, telles que la méthode des moindres carrés ordinaires, les régressions quantiles, logistiques, etc. Les coefficients β^i estimés formeront les poids à attribuer à chacune des caractéristiques x_h^i retenues pour la construction des scores.

Une petite enquête est ensuite menée par un travailleur social auprès des ménages qui sollicitent l'aide du PNAFN ou de l'AMGII.

Cette enquête consiste simplement à collecter des informations sur les caractéristiques x^h identifiées lors de l'estimation de l'équation (1). A partir de cette enquête, le solliciteur de l'aide se voit attribuer un score, \hat{y}_h , correspondant à la somme des variables collectées, pondérée par les coefficients estimés à partir de l'équation (1). Formellement, \hat{y}_h est simplement égal à :

$$\hat{y}_h = \sum_{i=0}^I \beta^i x^h_i \quad (2)$$

où β^i est la valeur estimée selon la méthode d'estimation adoptée (que la méthode des moindres carrés ordinaires, les régressions quantiles, logistiques, etc.) de β^i , et \hat{y}_h est le score approximant le niveau de vie du ménage h. Il est à noter que le produit $\beta^i x^h_i$ mesure la contribution de la variable x^h_i à la détermination du niveau du score approximant le niveau de vie du ménage h.

L'admissibilité ou le refus de chaque solliciteur va dépendre de la valeur de son score \hat{y}_h par rapport à :

- 1) un premier score retenu comme un seuil d'éligibilité pour le PNAFN, que nous désignons par y^{PNAFN} ; et
- 2) un second score retenu pour comme un seuil d'éligibilité pour l'AMGII, que nous désignons par y^{AMGII} .

Formellement, la détermination des ménages éligibles au PNAFN et à l'AMGII peut se faire selon la règle suivante :

Le ménage h est éligible au PNAFN si $\hat{y}_h \leq y^{PNAFN}$

Le ménage h est éligible à l'AMGII si $y^{PNAFN} < \hat{y}_h \leq y^{AMGII}$

Le ménage h est inéligible aux deux si $\hat{y}_h > y^{AMGII}$

La littérature économique et empirique offre plusieurs méthodes d'estimation de la relation (1) afin de déduire un score, \hat{y}_h , pour

chaque ménage, telles que la méthode des moindres carrés ordinaires, les régressions quantile, logistiques, etc.

L'utilisation des moindres carrés ordinaires est, toutefois, de moins en moins acceptée. En effet, cette méthode est particulièrement efficace pour l'estimation de la situation économique des ménages dont le niveau de vie est proche du niveau de vie moyen. Cette méthode est particulièrement inefficace lorsque le niveau de vie des pauvres est clairement plus bas que le niveau de vie moyen des citoyens d'un pays à revenu intermédiaire comme la Tunisie.

Muller et Bibi (2010) ont démontré que le recours aux régressions quantiles constitue une stratégie plus optimale pour l'estimation de la relation (1) à des fins de ciblage. Ces méthodes ainsi que d'autres (Analyse en Composantes Principales, *probit* ou *logit* ordinal) ont été utilisées dans le cadre de la première phase de ce projet. Notons que l'un des résultats les plus importants de la première phase de ce projet était que les performances actuelles du PNAFN et de l'AMGII en matière (i) de réduction de la pauvreté et (ii) d'erreurs de ciblage sont très similaires aux performances qu'auraient générés un système de scores approximant le niveau de vie des ménage construit à l'aide d'une Analyse en Composantes Principales.

Dans ce travail, nous utilisons une autre méthode d'estimation de la relation (1) que nous avons développée pour répondre aux besoins spécifiques de ce projet, soit l'identification des ménages éligibles aux PNAFN et ceux éligibles à l'AMGII. Nous avons appelé cette méthode la méthode de régression re-pondérée selon les percentiles. En utilisant une terminologie anglaise, cette méthode prendra le nom de "*Pecentile Weighted Regression*" (PWT).

3. L'identification des ménages éligibles en information imparfaite selon la méthode de régression re-pondérée selon les percentiles (Percentile Weighted Regression, PWR)

Comme nous l'avons souligné plus haut, la principale cause qui rend l'utilisation de la méthode des moindres carrés ordinaires inappropriée réside dans le fait que les poids β^i (à assigner aux caractéristiques x_i^h des ménages) sont estimés de sorte à bien identifier les ménages de la classe moyenne ; soit les ménages dont le niveau de vie est très proche du niveau de vie moyen.

L'une des méthodes qui permettent de remédier à ce problème consiste à utiliser la méthode de régression quantile. Cette méthode ne répond non plus aux besoins spécifiques de ce projet. Elle permet de donner une bonne approximation de la médiane (ou n'importe quel autre quantile) du niveau de vie de la distribution **conditionnelle**. La méthode de régression quantile serait très approprié si nous avons un objectif d'approximer le niveau médian d'une catégorie de ménages telle que les familles monoparentales, composées d'une femme retraitée et deux enfants âgés entre 20 et 22 ans et qui sont étudiants à l'université, les jeunes familles vivant des cultures maraichères et ayant 3 enfants en bas âge du nord-ouest, etc.

Faut-il ici rappeler que les ressources disponibles pour l'aide sociale permettent que le PNAFN couvre 8,3 % des ménages (idéalement les plus pauvres) et que l'AMGII couvre 22,7 % des ménages (idéalement parmi les plus pauvres des ménages non-couverts par le PNAFN). Notre objectif est donc d'approximer, avec la plus grande précision possible, le niveau de vie des ménages dont le niveau de vie est plus bas du niveau de vie du ménage dont le niveau de vie se situe autour du 8^{ème} percentile de la distribution **inconditionnelle** de la consommation afin de les admettre au PNAFN. Par ailleurs, il s'agit d'approximer, avec la plus grande précision possible, le niveau de vie des ménages dont le niveau de vie est plus haut du niveau de vie du ménage qui se situe entre le

du 8^{ème} percentile et le 30^{ème} percentile de la distribution **inconditionnelle** de la consommation afin de les admettre à l'AMGII.

L'idée de la méthode PWR que nous proposons ici s'inspire de la méthode des régressions quantiles. Pendant que la méthode des quantiles est axée sur l'estimation du niveau de vie à n'importe quel quantile de la distribution **conditionnelle**, la méthode PWR est axée sur l'estimation du niveau de vie à n'importe quel quantile de la distribution **inconditionnelle**.

Pour cela, la méthode PWT combine l'utilisation d'une technique d'estimation non-paramétrique et de la méthode des moindres carrés ordinaires¹. L'objectif étant de rendre la méthode des moindres carrés ordinaires ajustées (ou re-pondérées) aussi flexible au niveau des différents percentiles de la distribution **inconditionnelle** où elle appelée à être efficace que l'est la méthode quantile au niveau des différents points de la distribution **conditionnelle**.

Pour atteindre cet objectif, nous utilisons une technique d'estimation non-paramétrique afin de déduire un système de pondération, $\hat{\omega}^h(p)$, qui s'ajoute (de façon multiplicative) aux poids d'échantillonnages (coefficients d'extrapolation, w^h). Le système de pondération $\hat{\omega}^h(p)$ issu de l'estimation non paramétrique assigne un poids élevé au percentile cible p de la distribution **inconditionnelle** (exemple le 8^{ème} percentile) et ces poids diminuent à mesure qu'on s'éloigne du percentile cible.

Le produit des poids d'échantillonnages et des poids issus de l'estimation non-paramétrique ($w^h \hat{\omega}^h(p)$) est, par la suite, utilisé pour estimer à l'aide de la méthode des moindres carrés ordinaires la relation (1). Ce faisant, notre stratégie d'estimation assigne aux

¹ L'intérêt des méthodes non-paramétriques est qu'elles n'imposent aucune forme fonctionnelle préalable sur la distribution de la variable de bien-être (revenu, consommation, etc.) disponible (Silverman, 1986).

caractéristiques x_h qui sont fortement corrélées avec le niveau de vie observé au percentile cible de la distribution **inconditionnelle** les poids β^i les plus élevés.

Pour obtenir le nouveau système de pondération $\hat{\omega}_h(p)$, nous utilisons l'estimateur non-paramétrique par la méthode du noyau de la densité suivant :

$$\hat{\omega}_h(p) = K\left(\frac{y_h - y(p)}{\varphi}\right) \quad (3)$$

où φ est un paramètre de lissage dont nous expliquons le rôle plus loin, $y(p)$ est le niveau de vie (de consommation) observé au niveau du percentile p (soit le percentile cible) de la distribution inconditionnelle, et $K(\cdot)$ est un estimateur par la méthode du noyau, connu sous le nom anglais de l'estimateur de Kernel. Il est à noter que Silverman (1986) a démontré l'absence de gains d'efficacité importants en choisissant entre plusieurs Kernels. En conséquence, il devient souhaitable de choisir un Kernel qui présente des propriétés désirables, telles que la continuité et la différentiabilité. Le Kernel Gaussien que nous choisissons respecte ces propriétés. Il prend la forme suivante :

$$K(t_h, p) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-0.5 t_h^2} \text{ et } t_h = \frac{y_h - y(p)}{\varphi}$$

Notons que le paramètre φ est un paramètre de lissage qui détermine l'importance de chaque observation dans le calcul de

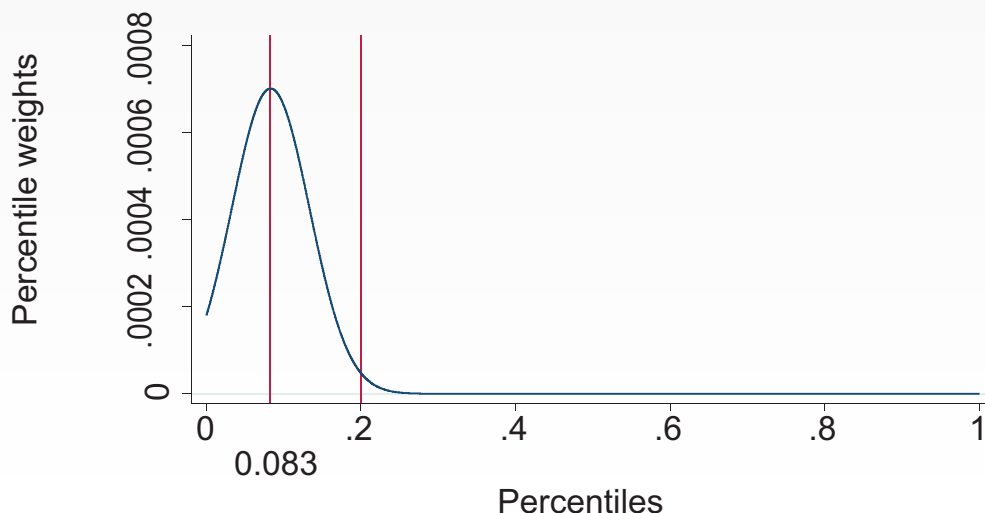
son nouveau poids, $\hat{\omega}_h(p)$ (qui sera croisé avec le coefficient d'extrapolation w_h). Le choix d'une faible valeur de φ implique une accélération de la perte d'importance de chaque observation y_h lorsque sa distance par rapport au niveau de vie observé au percentile cible p (soit $y_h - y(p)$) s'accroît. Dans l'ignorance de la loi de distribution de la consommation par tête, le paramètre de lissage φ doit être robuste aux différentes distributions possibles. Pour le Kernel Gaussien, le critère proposé par Silverman (1986) respecte cette condition :

$$\varphi = 0.9 \text{Min.} \left(\sigma_y, \frac{I/Q}{1.34} \right) H^{\frac{1}{5}}$$

où H est le nombre total des ménages dans notre échantillon, σ_y est l'écart type de la distribution de la consommation par tête et I/Q est l'intervalle interquartile, c'est à dire la différence entre l'observation correspondant à la consommation par tête du ménage qui occupe le 75^{ème} et le 25^{ème} percentile.

La relation (3) montre donc clairement que le nouveau système de pondération assigne le poids le plus élevé au ménage de référence dont le niveau de vie est égal à $y(p)$ ($\hat{\omega}_{\text{reference}}(p) = 1/\sqrt{2\pi}$) et que ces poids sont de moins en moins importants à mesure que la distance ($y_h - y(p)$) s'accroît. La Figure 1 illustre bien comment l'importance de ces nouveaux poids varie selon le percentile qu'occupent les ménages dans la distribution de la consommation par tête.

Figure 1 : distribution des nouveaux poids $\hat{\omega}_h$ (à croiser avec les coefficients d'extrapolation)

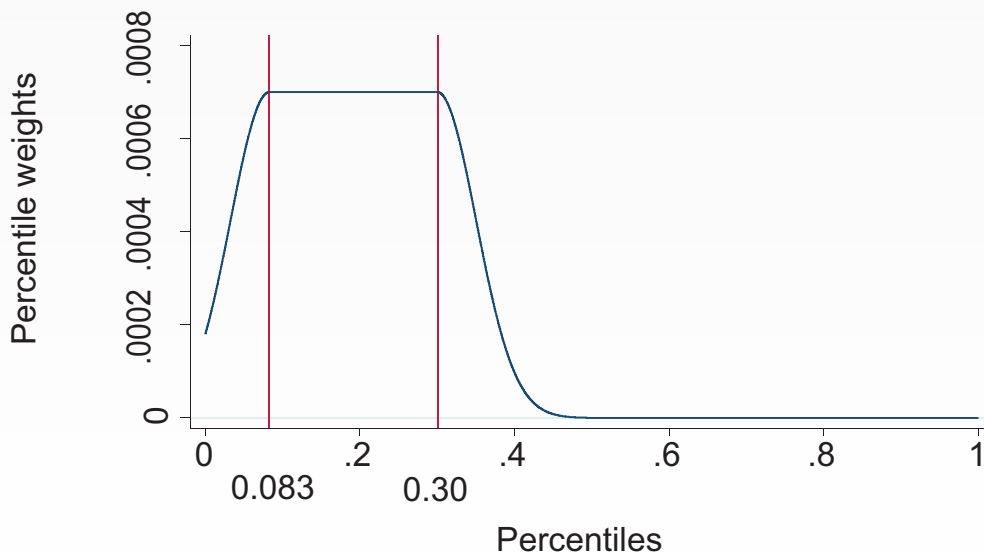


La Figure 1 montre que les ménages les plus pauvres (qui occupent les tous premiers percentiles) reçoivent un nouveau poids $\hat{\omega}_h(p)$ relativement faible. Celui-ci croît avec les percentiles pour atteindre un maximum au niveau du 8,3^{ème} percentile. Ensuite il décroît pour atteindre une valeur quasi-nulle à partir du 20^{ème} percentile.

Le nouveau système de pondération $\hat{\omega}_h(p)$ serait donc très approprié si on ne s'intéressait qu'à accroître la précision de ciblage du PNAFN ; qui ne couvre (pour des raisons budgétaires) que 8,3 % des ménages tunisiens. Pour tenir compte de la présence de deux programmes, en l'occurrence le PNAFN et l'AMGII, et plus précisément du fait que l'AMGII est appelé à couvrir les ménages qui se trouvent entre le 8,3^{ème} percentile et le 30^{ème} percentile (soit les

22,7 % des ménages qui seraient couverts par l'AMGII en information parfaite), nous ré-estimons la relation (3) pour obtenir un deuxième nouveau système de pondération avec un $\hat{\omega}_h(p)$ qui atteint son maximum cette fois au niveau du 30^{ème} percentile. Enfin, nous combinons les deux nouveaux systèmes de pondérations de sorte que les ménages ayant un niveau de consommation par tête qui est compris entre 8,3^{ème} percentile et le 30^{ème} percentile leur soient assignés le $\hat{\omega}_h(p)$ le plus élevé. Par ailleurs, ces nouveaux poids perdent de leur importance à mesure qu'on s'écarte soit vers le bas à partir du 8,3^{ème} percentile, soit vers le haut à partir du 30^{ème} percentile. La Figure 2 illustre comment l'importance de ces nouveaux poids évolue selon le percentile en présence de 2 programmes ayant chacun son propre groupe cible.

Figure 2 : distribution des nouveaux poids $\hat{\omega}_h(p)$ en présence de deux programmes d'aide sociale (à croiser avec les coefficients d'extrapolation)



Une fois que le nouveau système de pondération $\hat{\omega}_h(p)$ (dont la distribution est donnée par la Figure 2) est construit, celui-ci sera croisé avec les poids d'échantillonnage usuels ω_h . La relation décrite par l'équation (1) peut donc être estimée en utilisant une méthode des moindres carrés ordinaires re-pondérés ou encore "Percentile Weighted Regression, PWR".

A l'aide du nouveau système de pondération, l'estimation des coefficients β^i se fera de sorte que les scores \hat{y}_h seront particulièrement efficace au niveau de l'approximation du niveau de vie des ménages qui se trouvent en bas de l'échelle plutôt qu'un niveau des ménages de la classe moyenne qui ne sont pas éligibles à l'AMGII et encore moins au PNAFN.

4. Résultats d'estimations

La variable dépendante y_n utilisée pour estimer l'équation (1), selon la méthode PWR, est le niveau de consommation qui aurait prévalu en dehors des transferts mensuels du PNAFN. Ce niveau de consommation a subi la suite deux ajustements. Le premier consiste à soustraire de la valeur de la consommation les coûts de l'handicap et des maladies chroniques. En absence d'informations suffisantes pour estimer ces coûts, nous avons considéré que la médiane des dépenses non remboursées pour les besoins liés à la présence d'une personne handicapée constitue une bonne approximation du coût de l'handicap. Les enquêtes ménages sur les bénéficiaires du PNAFN et de l'AMGII indiquent que la valeur médiane de ces dépenses est de 30 dinars par mois et par personne handicapée vivant au sein du ménage. Dès lors, un ménage composé d'un seul individu ayant un handicap et vivant avec 80 dinars par mois est supposé avoir le même niveau de vie qu'un ménage composé d'un seul individu non-handicapé et vivant avec 50 dinars par mois. Pour associer un coût à la présence d'une maladie chronique au sein des ménages, nous supposons que les coûts liés à un tel problème de santé représentent 50 % des coûts liés à la présence d'un handicap, soit 15 dinars par mois et par personne ayant une maladie chronique au sein des ménages. Après avoir soustraire ces deux coûts pour les ménages concernés par ces problèmes, nous divisons le niveau de consommation par la taille et nous utilisons cette valeur comme un indicateur du niveau de vie de chaque ménage.

En ce qui concerne les variables explicatives x_n^i utilisées pour estimer l'équation (1), il est important de préciser ici que certaines parmi elles peuvent être endogènes ; ce qui risque de poser un problème de biais de simultanéité des résultats d'estimation. En réalité, notre objectif ici n'est pas exactement d'identifier les déterminants du niveau de vie des ménages. Il s'agit plutôt d'exploiter les corrélations entre leur niveau de vie, et leurs caractéristiques sociodémographiques. Cela permet surtout de mesurer la contribution de chacune des caractéristiques retenues à la

détermination du niveau du score approximant leur niveau de vie. Le Tableau 1 présente les caractéristiques x_n^i des ménages utilisés pour les fins du ciblage ainsi que les résultats d'estimation des coefficients β^i selon la méthode PWR. L'analyse des résultats d'estimation montre que les coefficients β^i associés aux lieux de résidence tels que Béja, Jendouba, Le Kef, Gafsa, ou Kairouen sont plus élevés que les coefficients β^i associés aux lieux de résidence tels que l'Ariana, Nabeul ou Sousse.

En ce qui concerne l'effet de la structure démographique des ménages, les résultats d'estimation indiquent une corrélation négative entre la taille du ménage et l'âge du principal soutien du ménage. Autrement dit, la probabilité d'être sélectionné par le PNAFN ou l'AMGII doit augmenter avec la taille du ménage et l'âge avancé de son principal soutien. Cette probabilité de sélection doit également augmenter lorsque le principal soutien est de sexe féminin.

Lorsque le principal soutien est célibataire et dans une moindre mesure divorcé ou veuf, son niveau de vie tend à décroître par rapport au niveau de vie des ménage dont le principal soutien est marié.

Les résultats d'estimation montrent que peu importe le type d'activité du principal bénéficiaire, celle-ci augmente le niveau de vie de son ménage par rapport aux ménages dont le principal soutien est inactif ou retraité. Force est également de constater que le niveau de vie des ménages augmente avec le nombre de leurs membres actifs, notamment de sexe féminin.

La plupart des coefficients β^i associés aux caractéristiques du logement sont conformes aux effets attendus, eu égard à la forte corrélation de ces variables avec le niveau de vie des ménages. Les résultats d'estimation confirment la forte relation entre le niveau de vie et l'occupation d'un logement décent (villa, appartement), avec plusieurs pièces, et connecté aux services publics.

Sans surprise, la présence d'une maladie chronique ou d'un handicap dans le ménage doit constituer l'un des déterminants les plus importants de l'éligibilité au PNAFN ou à l'AMGII. Les

coefficients β^i associés à ces variables sont en effet parmi ceux qui réduisent le plus le score approximant le niveau de vie des ménages.

Tableau 1 : Résultats d'estimation du modèle « Percentile Weighted Regression, PWR »

VARIABLES x_{h^i}	COEF β^i	VARIABLES x_{h^i}	COEF β^i
Démographie		Marché du travail, suite	
Age principal bénéficiaire	-0,327**	Exploitant agricole	4,227***
Age au carré	0,00241**	Indépendant	2,395
Taille	-6,885***	Cadre	9,726***
Gouvernorat		Patron	4,329**
Tunis		Nombre d'actifs de sexe masculin	5,659***
L'Ariana	-9,538***	Nombre d'actifs de sexe féminin	6,962***
Ben Arous	-4,129*	Nombre d'hommes au chômage	1,394***
Manouba	-6,994***	Nombre de femmes au chômage	1,098*
Nabeul	-8,802***	Habitat	
Zaghouan	-8,833***	<i>Gourbi, Oukala ou autre</i>	
Bizerte	-6,220***	Dar Arbi	27,89***
Béja	-4,940**	Appartement	31,94***
Jendouba	-6,090***	Villa, étage de Villa	30,54***
Le Kef	-5,861***	Mode d'occupation	
Siliana	-14,02***	<i>Logement gratuit</i>	
Sousse	-8,912***	Locataire	0,299
Monastir	-2,787	Propriétaire	-0,404
Mahdia	-3,790	Caractéristiques du logement	
Sfax	-2,466	Mur en dur	0,897
Kairouan	-1,781	Toit en dur	-0,505
Kasserine	-14,72***	Électricité STEG	-0,0650
Sidi Bouzid	-12,36***	Nombre de pièces	2,891***
Gabes	-11,38***	Eau SONEDE	-0,496
Mednine	-7,355***	Canalisation	

Tataouine	-8,778***	<i>Fausse ou autre</i>	
Gafsa	-4,599*	ONAS	2,895***
Tozeur	-14,51***	Type de cuisine	
Kebili	-14,40***	<i>Pas de cuisine</i>	
Zones de résidence		Sans bassin	2,289***
Zones métropolitaines		Avec Bassin	6,554***
Zones urbaines	1,528	Combustible de cuisine	
Zones rurales	1,229	<i>Charbon, bois, pétrole, autre</i>	
Sexe du principal bénéficiaire		Gaz bouteille	-3,748
<i>Homme</i>		STEG	-6,180*
Femme	-2,151*	Type de toilette	
Statut matrimonial		<i>À l'extérieur</i>	
<i>Marié</i>		À l'intérieur sans chasse d'eau	3,377***
Célibataire	-2,034	À l'intérieur avec chasse d'eau	4,443***
Divorcé	-0,153	Type de salle-de-bain	
Veuf ou veuve	-2,039	<i>Pas de salle-de-bain</i>	
Education		Salle-de-bain non équipée	5,892***
<i>Néant</i>		Salle-de-bain avec eau chaude	7,752***
Primaire	0,368***	Combustible de salle-de-bain	
Secondaire	1,199***	<i>Pas de salle-de-bain ou autre</i>	
Supérieur	0,00716	Bois, pétrole ou charbon	-9,376***
Marché du travail		Bouteille de gaz	-5,590***
<i>Inactif ou retraite</i>		STEG	-5,897***
En chômage		Santé	
Ouvrier agricole	0,570	Maladies chroniques	-5,312***
Ouvrier non-agricole	2,442***	Handicaps	-10,64***
Autre Employé	4,553***	Constante du modèle	89,16***
Observations	R-2	R-2	0,408

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

5. Détermination de l'éligibilité

Les résultats du Tableau 1 peuvent être insérés dans un tableur Excel afin de déterminer l'éligibilité de chaque nouveau ménage qui sollicite l'aide du PNAFN ou de l'AMGII. La détermination des ménages éligibles au PNAFN et à l'AMGII peut se faire selon la règle suivante :

- Le ménage h est éligible au PNAFN si $\hat{y}_h \leq 69$ dinars par tête
- Le ménage h est éligible à l' AMGII si $69 < \hat{y}_h \leq 99$
- Le ménage h est inéligible aux deux si $\hat{y}_h > 99$ dinars par tête)

Les d'éligibilité au PNAFN (69 dinars par tête) et à l'AMGII sont basés sur les ressources disponibles actuellement pour ces deux programmes. Ces ressources permettent actuellement au PNAFN de couvrir 8,3 % des ménages et à l'AMGII de couvrir 22,7 % des ménages. Autrement dit, les ressources disponibles actuellement ne permettent aux deux programmes de couvrir que 30 % des ménages. Notons que sur une échelle de niveau de vie allant de 1 à 1000 :

1. la valeur de 69 dinars par tête correspond au niveau de vie du ménage classé 83^{ème} sur cette échelle (ce qui correspond au percentile 8,3) ; et
2. la valeur de 99 dinars par tête correspond au niveau de vie du ménage classé 300^{ème} sur cette échelle (ce qui correspond au percentile 30).

Il est donc intéressant d'estimer une relation entre le percentile (p_h) correspondant au niveau de vie de chaque ménage h et son niveau de vie (\hat{y}_h) ; tel que estimé selon la méthode PWR. L'intérêt de cette estimation est de permettre de changer aisément les seuils d'admissibilités si les ressources disponibles pour le PNAFN et/ou l'AMGII augmentent. Le percentile (p_h) correspondant au niveau de vie de chaque ménage h peut être facilement déterminé. Il s'agit, tout d'abord, de classer les ménages par ordre croissant selon leur niveau de vie estimé \hat{y}_h . Ensuite. Il facile de calculer selon la formule suivante :

$$p_h = 100 \frac{\sum_{j=1}^{j=h} w_i}{\sum_{j=1}^{j=H} w_i}$$

où H est le nombre total des ménages de notre enquête et w_h est le poids d'échantillonnage du ménage h . Ayant déterminé p_h , il devient facile d'estimer une relation entre p_h et \hat{y}_h :

$$p_h = \gamma + \theta y_h + \delta \hat{y}_h^2 + \mu_h$$

où \hat{y}_h^2 est la valeur quadratique de \hat{y}_h et μ_h est un terme résiduel. Les résultats d'estimation de l'équation de l'équation (4) à l'aide de la méthode des moindres carrés ordinaires sont présentés au Tableau 2.

Tableau 2 : Résultats d'estimation de l'équation (2)

	COEFFICIENT	T-STUDENT	P> t	[95% Intervalle de Conf.]	
\hat{y}_h	-0,05933341	-1,96	0,050	-0,1187	0,000036
\hat{y}_h^2	-0,327**	33,30	0,000	0,00497	0,0056
constante	0,00241**	-8,81	0,000	-14,48	-9,21

Supposons maintenant qu'une augmentation du budget alloué au PNAFN permet d'accroître le pourcentage des ménages couverts de 8,3 % à 10,7 % ($p_{PNAFN} = 10,7$). Supposons également que les ressources de l'AMGII permettront désormais de couvrir 22,3 % des ménages ($p_{AMGII} = 22,3$). En tout, 33 % peuvent désormais bénéficier de l'aide sociale à travers le PNAFN ou l'AMGII. Le processus d'admission d'un nouveau ménage qui sollicite l'aide sociale comprendra :

1. Collecter les caractéristiques x_h^i résumées dans le Tableau 1

de ce ménage et utiliser les coefficients β^i reportés au Tableau 1 et l'équation (2) pour estimer \hat{y}_h .

2. Calculer \hat{y}_h^2 puis utiliser la relation (4) et les coefficients du Tableau 2 afin de trouver la valeur prédite de p_h , soit \hat{p}_h .
3. Utiliser la règle de décision suivante pour déterminer à quel programme ce ménage serait éligible :

Le ménage h est éligible au PNAFN si $p_h \leq p_{PNAFN} = 10,7$

Le ménage h est éligible à l'AMGII si $10,7 < \hat{p}_h \leq 33$

Le ménage h est inéligible aux deux si $\hat{p}_h > p_{PNAFN} + p_{AMGII}$

