

ÉCOLE DES HAUTES ÉTUDES COMMERCIALES
AFFILIÉE À L'UNIVERSITÉ DE MONTRÉAL

Structure familiale endogène et revenus des chefs de famille :
Le cas de la Tunisie rurale

Par

Charles Bellemare

Sciences de la gestion

Mémoire présenté en vue de l'obtention
du grade de maître ès sciences
(M.sc.)

Décembre 1999

© Charles Bellemare

École des Hautes Études Commerciales
affiliée à l'Université de Montréal

Ce mémoire intitulé :

Structure familiale endogène et revenus des chefs de famille :
Le cas de la Tunisie rurale

présenté par :

Charles Bellemare

a été évalué par un jury composé
des personnes suivantes :

Mme. Marie Allard
M. Robert Gagné
M. Jacques Raynauld
M. Désiré Vencatachellum

Mémoire accepté le :

SOMMAIRE

La présence de familles élargies dans les pays en voie de développement (PVD) a poussé des économistes à se questionner sur l'impact de ce phénomène sur les revenus et l'accumulation de la richesse à l'intérieur du ménage. Un courant de la littérature économique fait valoir qu'il existe un sens unique à cette relation qui fait en sorte que la taille des ménages, qui influence les revenus, ne peut pas être à son influencée par les revenus des chefs de famille. Comme nous le montrerons dans la revue de la littérature, tout porte à croire que cette hypothèse théorique peut s'avérer fausse. Dans un tel cas, les études empiriques antérieures qui auraient omis cette possibilité pourraient bien avoir sous-estimé l'impact de la taille des ménages sur les revenus. Le premier objectif de ce travail a donc été de vérifier empiriquement la simultanéité entre les revenus des chefs de famille et la taille de leur ménage. Pour y arriver, nous avons spécifié un modèle économétrique à deux équations qui permet la prise en compte de la simultanéité entre ces deux variables et l'avons estimé en appliquant les techniques économétriques adéquates. Nous utilisons des données provenant du secteur rural en Tunisie qui, après vérification, sont représentatives de la population à l'étude. Deux tests statistiques sur notre modèle nous permettent de rejeter l'hypothèse d'absence de simultanéité entre la taille des ménages et les revenus des chefs de famille, confirmant du même coup notre hypothèse de départ. Nous trouvons également que l'omission du caractère endogène de la taille des ménages sous-estime la contribution de cette variable aux variations des revenus au point de ne plus être significative dans notre modèle. Finalement, le fait de postuler que la taille des ménages est exogène aux revenus mène à une sur-estimation de l'impact des transferts gouvernementaux vers les ménages. Les autres paramètres du modèle sont de signes attendus et significativement différents de zéro.

TABLE DES MATIÈRES

<i>TABLE DES MATIÈRES</i>	<i>II</i>
<i>TABLE DES ILLUSTRATIONS</i>	<i>III</i>
<i>1 INTRODUCTION</i>	<i>1</i>
<i>2 REVUE DE LA LITTÉRATURE</i>	<i>4</i>
<i>3 MODÈLE EMPIRIQUE ET MÉTHODE D'ESTIMATION</i>	<i>9</i>
<i>4. BANQUE DE DONNÉES et VARIABLES DU MODÈLE</i>	<i>13</i>
<i>5 PRINCIPAUX RÉSULTATS</i>	<i>27</i>
<i>6 CONCLUSION</i>	<i>37</i>
<i>BIBLIOGRAPHIE</i>	<i>40</i>

TABLE DES ILLUSTRATIONS

Tableau 1 : Un coup d'œil à la Tunisie en 1997.....	p.3.
Tableau 2 : Exemple d'application de l'échelle d'équivalence de l'OCDE (1982).....	p.15.
Tableau 3 : Nombre de ménages par village.....	p.18.
Tableau 4 : Sexe de la population échantillonnée et de la population recensée.....	p.19.
Tableau 5 : Structure d'âge de la population échantillonnée et de la population recensée.....	p.19.
Tableau 6 : État civil de la population échantillonnée et de la population recensée.....	p.20.
Tableau 7 : État civil de notre échantillon en fonction de l'âge.....	p.21.
Tableau 8 : Type d'habitat.....	p.22.
Tableau 9 : Type d'occupation du ménage.....	p.23.
Tableau 10 : Nombre de pièces occupées par le ménage.....	p.24.
Tableau 11 : Équipement dans le ménage.....	p.24.
Tableau 12 : Eau potable dans le ménage.....	p.24.
Tableau 13 : Électricité dans le ménage.....	p.25.
Tableau 14 : Résultats sur l'équation de la taille des ménages.....	p.29.
Tableau 15 : Résultats sur l'équation des revenus des chefs.....	p.32.
Tableau 16: Revenus marginaux de l'éducation des chefs de famille en Tunisie...	p.35.
Annexe 1 : Statistiques descriptives des variables de notre modèle.....	p.39

1 INTRODUCTION

La politique économique des pays en voie de développement (PVD) doit composer avec des réalités que ne partagent pas les pays occidentaux. Une d'entre elles concerne l'existence de familles élargies. Nous entendons par familles élargies le regroupement de plusieurs familles nucléaires, i.e. un couple et leurs enfants, possédant un lien de parenté avec le chef du ménage élargi et qui cohabitent ensemble pour partager soit les dépenses de consommation, soit le risque associé à des investissements relativement importants. L'observation de ce phénomène suscite l'interrogation quant à son impact sur les revenus des chefs de famille qui, quant à eux, déterminent directement le niveau d'éducation des enfants et indirectement le niveau de capital humain et le taux de croissance d'une économie.

Le premier objectif de ce mémoire consistera à estimer une équation des revenus pour des chefs de ménage avec des données qui proviennent du secteur rural de la Tunisie. En plus des variables habituelles, nous ajouterons explicitement la taille des ménages dans l'équation de manière à mesurer son impact sur les variations de revenus des chefs de famille.

De plus, pour des raisons qui deviendront apparentes dans la revue de la littérature, nous postulons que la structure familiale des ménages évolue dans le temps pour des raisons économiques. Cette hypothèse a comme conséquence immédiate que la taille des ménages est à son tour une fonction des revenus des membres du ménage, spécialement les revenus de leur chef. Empiriquement, ceci implique qu'une forme de simultanéité puisse exister entre ces variables de sorte que l'estimation d'une seule équation des revenus, avec la taille du ménage fixée de manière strictement exogène, souffrirait des biais usuels¹.

¹ Techniquement, l'absence de correction pour l'endogénéité d'une variable explicative dans une équation fait en sorte que les techniques d'estimation usuelles telles les moindres carrés ordinaires, les méthodes non-linéaires et les méthodes pour les variables dépendantes censurées (Tobit) produisent des paramètres biaisés.

Le second objectif sera de vérifier empiriquement cette hypothèse. Pour ce faire, nous spécifierons une seconde équation pour la taille des ménages et effectuerons un test statistique sur chacune des deux équations pour vérifier l'endogénéité de nos deux variables.

L'analyse de notre problématique par le biais de nos deux équations est d'autant plus intéressante que nous effectuerons nos estimations avec des données provenant de la Tunisie rurale. Le cas de la Tunisie est intéressant à analyser à deux égards. D'abord, nous croyons que la qualité des données provenant d'un pays augmente avec son niveau de développement. Cette affirmation est basée sur l'hypothèse qu'une augmentation du niveau de développement d'un pays entraîne ou est la conséquence de la mise en place d'institutions privées et publiques de haute qualité. La probabilité de travailler avec des données de qualité dans ce mémoire est d'autant plus élevée que la Tunisie représente un des pays les plus riches des PVD.

Deuxièmement, certaines caractéristiques de son économie ressemblent à celles des pays les plus développés comme le Canada. Le tableau 1 présente quelques statistiques qui illustrent ce point. Nous pouvons voir que l'espérance de vie, le taux d'inflation, la taille du secteur agricole, du secteur des services et des gouvernements dans la production nationale sont relativement similaires à ce dont on est en droit d'espérer d'un pays occidental. Par contre, le revenu par habitant est très faible par rapport à celui d'un pays comme le Canada, ramenant la Tunisie vers une réalité plus proche de celle des pays en voie de développement. La capitale, Tunis, est la principale ville du pays et représente un de ses principaux ports. C'est dans les environs de cette ville, soit dans le nord du pays, que le climat et la pluviosité sont plus propices pour l'économie agraire. Ceci n'est pas étranger au fait que la majeure partie de la population (63%) réside à proximité de cette ville.

Tableau 1
Un coup d'oeil à la Tunisie en 1997¹

Population (en millions)	9,3
PIB réel per capita (\$US)	2,090
% de la population en milieu urbain	63
Espérance de vie	70
% de l'agriculture dans le PIB	13,3
% services dans le PIB	59,4
% dépenses gouvernementales dans le PIB	15,8
Taux d'inflation annuel (IPC)	3,7

1. Les données sont extraites de "Country Report: Tunisia at a glance", Banque Mondiale [1998]

Le sud du pays a un climat désertique à travers lequel la culture des dattes, olives ainsi que l'élevage d'ovins demeurent les principales activités économiques des ménages. Par ailleurs, les données avec lesquelles nous travaillerons indiquent que certaines disparités sociologiques différencient la Tunisie des pays développés. L'exemple le plus pertinent pour notre étude concerne la taille moyenne des ménages dans le secteur rural de la Tunisie qui est de 5,82 personnes par ménage (v. annexe 1) ce qui est très élevé relativement à la plupart des pays occidentaux.

Dans la prochaine section, un survol de la littérature expliquera en profondeur les implications économiques de ce phénomène particulier aux PVD. La troisième section présentera le modèle empirique et la méthode d'estimation que nous avons retenue alors que la description des variables et des données sera l'objet de la quatrième section. Les résultats de notre modèle empirique seront présentés tour à tour pour nos deux équations dans la cinquième section. Nous terminerons par la conclusion de notre étude.

2 REVUE DE LA LITTÉRATURE

La littérature économique sur les pays en développement s'est beaucoup intéressée à l'existence des failles dans les marchés financiers et leurs impacts sur l'accumulation de la richesse des ménages. Il a été démontré qu'à certains moments, ces failles peuvent entraîner un rationnement du crédit pour les ménages ne possédant pas un collatéral suffisant à mettre en garantie pour un emprunt. Les motivations derrière ces emprunts sont multiples. Un ménage peut désirer emprunter de manière à permettre à ses enfants d'entreprendre des études qui leur permettront de profiter d'emplois et de revenus futurs attrayants. Ce même ménage peut également vouloir mettre la main sur du capital nécessaire au démarrage d'une entreprise. Si les marchés financiers ne permettent pas à un ménage de profiter d'un financement externe, un financement à l'interne demeure une des seules ressources disponibles pour ce ménage.

Barham et al. [1995] élaborent un modèle économique qui étudie précisément ce problème. Ils démontrent qu'en présence d'un système d'éducation privé et en l'absence de marchés financiers, l'ampleur du revenu parental détermine (1) le niveau d'éducation des enfants et (2) leurs revenus futurs. Il existerait donc une contrainte de liquidité en deçà de laquelle les enfants d'un ménage n'auront pas accès à un niveau d'éducation optimal. Un faible niveau de richesse entraîne donc un investissement en éducation sous-optimal qui impose un fardeau à l'ensemble de l'économie. Depuis Lucas [1988], un courant de la littérature sur les modèles de croissance s'est intéressé à l'importance du niveau de capital humain dans la détermination des taux de croissance de long terme des économies [Barro, 1991, Mankiw, Romer et Weil, 1992]. Il est généralement admis que le niveau de capital humain est un facteur déterminant de la croissance [Okun, 1975] et que ce capital humain entraîne des externalités positives sur la qualité des améliorations technologiques d'une économie [Romer, 1986]. De manière équivalente, Banerjee et Newmann [1994] posent directement le problème du faible niveau

de la richesse d'un ménage. Ils démontrent à l'aide d'un modèle que si un seuil minimal de richesse pour avoir accès au crédit existe, une trappe de pauvreté apparaîtrait et un ménage dont la richesse est inférieure à ce seuil serait confiné à un état d'appauvrissement progressif.

L'importance accordée à l'étude des déterminants des revenus des parents d'un ménage mérite que l'on tente de raffiner notre compréhension des freins à l'accumulation de la richesse. Parmi ces freins, nous porterons une attention particulière sur l'impact de la taille des ménages dans le processus d'accumulation de la richesse.

Nous pouvons décomposer l'évolution d'un ménage en trois phases successives. Dans la première, deux personnes s'unissent officiellement ou non par un contrat de mariage. Bergstrom [1994] propose un exposé exhaustif de la théorie économique du mariage et démontre la richesse de ce champ de recherche et l'effort effectué pour intégrer des motivations économiques dans le choix du ou de la partenaire. De nombreuses recherches empiriques viennent confirmer que ce choix du partenaire marital est souvent fonction d'enjeux économiques (Burniaux [1997], Rosenzweig et Stark [1989], Pencavel [1998]).

Dans un second temps, le cercle familial s'élargit progressivement en intégrant un ou plusieurs enfants ainsi que des parents proches du couple. Cet élargissement est d'autant plus important dans les sociétés en voie de développement de sorte qu'il n'est pas surprenant de trouver vingt personnes vivant dans le même ménage (Foster [1993]). Quelques théories ont été avancées pour expliquer le phénomène des familles élargies. La plus fréquemment retenue est défendue par Rosenzweig et Wolpin [1985] qui démontrent que des effets fixes propres aux terres agricoles incitent le chef de famille à embaucher ses enfants qui possèdent des connaissances non codifiées et difficilement transférables à un travailleur externe. Maintenir les enfants sur la ferme maternelle permettrait aux chefs de s'accaparer des revenus supérieurs associés à une productivité supplémentaire de sa force de travail. Cette veine de rationalité économique est reprise par Rosenzweig et al. [1982] qui

démontrent que l'allocation de la richesse d'un ménage envers les enfants est faite de telle sorte à maximiser les revenus futurs du ménage. À cette fin, les enfants masculins, ayant des contributions ainsi que des revenus anticipés supérieurs aux enfants de sexe féminin, recevraient une part tellement importante de la richesse du ménage que cela compromettrait la survie des enfants féminins.

En dernier lieu, ce cercle familial peut finir par se diviser. Une étude intéressante de ce phénomène est faite par Foster [1993] qui analyse les facteurs explicatifs du démantèlement des familles rurales au Bangladesh. Son étude empirique sur 3800 ménages permet de mettre de l'avant une théorie intéressante. Il avance que les chefs de famille, en faisant planer l'exclusion à l'héritage familial, peuvent exercer une menace crédible sur leurs enfants pour que ceux-ci demeurent à l'emploi de la famille. Il démontre empiriquement qu'à la mort du chef de famille, cette menace disparaît et la probabilité de division d'un ménage augmente de manière significative.

La simultanéité entre les revenus et la taille des ménages, pour d'autres auteurs, n'est justifiable ni sur le plan théorique ni sur le plan empirique. Parmi ces auteurs, Havanon et al. [1992] analysent l'impact de la structure familiale sur l'accumulation de la richesse en Thaïlande rurale. Dans leur travail, ils réfutent l'hypothèse selon laquelle les ménages peuvent anticiper avec une très grande précision les coûts et bénéfices futurs qui suivront l'addition d'un enfant au cercle familial. Pour eux, la taille des ménages doit être traitée de manière strictement exogène en rapport à la richesse dans la mesure où la forte volatilité des indices économiques des PVD limiteront la justesse des anticipations des agents économiques. Cette critique de Havanon et al. au sujet de cette certitude des coûts et des bénéfices d'un enfant supplémentaire pour un horizon de temps défini est reprise par Tilly et Albelda [1992,1994]. Ces derniers soulignent que des périodes de profonds bouleversements économiques en Thaïlande durant les années soixante auraient fait en sorte qu'un ménage ne pouvait anticiper avec assurance les gains et les coûts associés à la décision d'avoir un enfant. Les revenus actuels et futurs du

ménage ne seraient pas une base suffisante pour appuyer la décision d'élargir le ménage et il n'y aurait pas de simultanéité possible entre la structure familiale et les revenus. Leur principal résultat est que la taille de la famille ne contribue pas significativement aux revenus du ménage. En retour, ils trouvent que les droits de propriété du chef sur sa terre ont un pouvoir explicatif significatif dans le processus d'accumulation de la richesse des ménages en Thaïlande.

La seule étude ayant tenté de modéliser la simultanéité entre les revenus et la taille des ménages fut réalisée par Gong et van Soest [1997] sur un échantillon de 3000 femmes à Mexico. Ils proposent un modèle structurel où l'offre de travail et les salaires sont déterminés conjointement. Deux équations sont donc estimées. La première met en relation le nombre d'heures travaillées en fonction de différentes structures familiales alors que l'on estime dans un second temps une équation des salaires qui est une fonction du niveau d'éducation des femmes. Les auteurs trouvent une corrélation significative entre les deux équations qui permet de rejeter l'exogénéité des salaires avec l'offre de travail des femmes mexicaines liée à différentes structures familiales. Dans leur cas, l'omission de corriger la simultanéité aurait produit des paramètres biaisés.

Cette courte revue de la littérature permet de cerner la problématique de la simultanéité qui entrera dans l'évaluation de l'impact de la structure familiale sur les revenus du chef de famille dans le secteur rural de la Tunisie. Il serait possible de vérifier la présence ou non d'une forme de simultanéité entre la structure familiale et les revenus de deux façons. Nous pourrions utiliser l'approche « historique » de Havanon et al. [1992] et broser un tableau du climat économique dans lequel nos données furent récoltées. Il suffirait de déterminer si le climat économique favorisait une anticipation juste des coûts et bénéfiques que procure un enfant supplémentaire aux yeux d'un ménage. Si des turbulences économiques existaient, suivant Havanon et al. [1992], nous pourrions postuler que la structure familiale est une variable strictement exogène dans la détermination des revenus. Malheureusement, ce jugement exige une connaissance établie de l'analyse économique historique. Tous ne

peuvent poser un tel jugement à la lumière des réformes mises en place dans un pays étranger. Cet exercice nécessiterait que nous portions des jugements de valeur sur l'impact de changements économiques structuraux sur la perceptibilité des agents économiques. Cependant, si elle s'avère vraie, la critique de Havanon ne devrait pas s'appliquer à la Tunisie où, comme nous l'avons souligné dans l'introduction, le taux d'inflation se situe à des niveaux comparables à plusieurs pays occidentaux. Ce faible taux d'inflation, lorsque jumelé avec la relation positive que nous retrouvons généralement entre le taux d'inflation d'un pays et la volatilité des indices économiques (Al-Marhubi [1998]), nous permettent de croire que le climat économique de la Tunisie est sous contrôle et propre aux anticipations sur une longue période de temps.

Cette vision rejoint l'école de pensée dite rationnelle (Becker [1960], Sadoulet et al. [1998], Rosenzweig et al. [1982]) qui avance que les paysans sont avant tout des individus capables d'appuyer leurs décisions économiques sur leurs anticipations des marchés pertinents. Étant donné les caractéristiques de la Tunisie, nous retenons cette hypothèse et postulons que la simultanéité ne peut être contournée à priori. Seule une application empirique permettrait de rejeter ex-post plutôt qu'ex-ante l'hypothèse de simultanéité entre la structure familiale et les revenus. L'effort de modélisation sera articulé en conséquence du fait que nous supposons que les membres d'un ménage ont la capacité de prévoir les coûts sur un horizon de temps relativement long.

La discussion précédente nous permet donc de voir qu'un pan suffisamment important de la littérature économique s'intéresse à l'endogénéisation de la structure familiale. Comme l'économie de la Tunisie offre un climat économique qui permet aux ménages de pondérer les coûts et bénéfices de l'élargissement de leur ménage sur leurs revenus, nous sommes enclins à croire que la taille des ménages sera endogène aux revenus. En raison des biais pouvant survenir lors de l'estimation empirique en omettant cette possibilité, nous croyons qu'un modèle avec deux équations, l'une pour les revenus et l'autre pour la taille des ménages, devra être estimé.

3 MODÈLE EMPIRIQUE ET MÉTHODE D'ESTIMATION

Nous venons de conclure à la nécessité d'estimer un modèle à deux équations qui permettra de vérifier notre hypothèse de simultanéité entre les revenus des chefs de famille et la taille de leur ménage. La forme générale de ces deux équation peut être écrite de la manière suivante :

$$ECHELLE = f(REVCHEF, X_1) + u_1 \quad (1)$$

$$REVCHEF = f(ECHELLE, X_2) + u_2 \quad (2),$$

avec ECHELLE et REVCHEF qui représentent respectivement une mesure de la taille des ménages et du revenu des chefs de famille ainsi que X_1 et X_2 , deux vecteurs de variables exogènes. De plus, X_1 et X_2 ne sont pas identiques.

Cette forme générale incorpore la simultanéité entre la taille des ménages et les revenus des chefs qui viole une des hypothèses fondamentales des estimateurs linéaires et ceux de type Tobit (Tobin [1958]) en produisant des estimations biaisées pour les paramètres des deux équations. Si les deux variables endogènes de notre modèle étaient continues, l'estimateur des moindres carrés ordinaires suffirait pour obtenir des estimations sans biais. Malheureusement, REVCHEF est continue seulement pour une partie des observations avec 40 de nos chefs dont les revenus sont bornés à zéro dans notre échantillon. En conséquence, nous estimerons un modèle Tobit à équations simultanées. Nous retenons l'approche de Nelson et Olson [1978] qui tient compte à la fois de la simultanéité entre les deux équations et de l'observabilité partielle d'une de nos variables endogènes. Amemiya [1979] dérive l'expression de la matrice de covariances du modèle de Nelson-Olson qui sera utilisée pour l'estimation de nos deux équations.

Nous spécifions une fonction linéaire des deux équations²

$$ECHELLE^* = \mathbf{g}_1 REVCHEF^* + \mathbf{b}_1^T X_1 + u_1 \quad (3)$$

$$REVCHEF^* = \mathbf{g}_2 ECHELLE^* + \mathbf{b}_2^T X_2 + u_2 \quad (4)$$

où $ECHELLE^*$ et $REVCHEF^*$ représentent deux variables latentes que nous observons totalement ou partiellement selon les règles suivantes

$$ECHELLE = ECHELLE^*$$

$$REVCHEF = REVCHEF^* \quad \text{si } REVCHEF^* > 0$$

$$REVCHEF = 0 \quad \text{sinon.}$$

Nous pouvons écrire les deux équations de forme réduite suivantes

$$ECHELLE = \Pi_1 X + \mathbf{u}_1 \quad (5)$$

$$REVCHEF = \Pi_2 X + \mathbf{u}_2 \quad (6)$$

où la matrice X contient toutes les variables strictement exogènes dans le modèle. De plus, définissons des matrices J_1 et J_2 composées de uns et de zéros placés de telle sorte que

$$XJ_1 = X_1$$

$$XJ_2 = X_2,$$

ainsi que deux matrices H et G

$$H = (\Pi_2, J_1)$$

$$G = (\Pi_1, J_2)$$

qui seront surtout utilisées pour calculer les matrices de covariances des paramètres du modèle. La méthode de Nelson et Olson s'applique en deux étapes. D'abord, les paramètres des formes réduites Π_1 et Π_2 sont estimés respectivement par moindres carrés ordinaires (MCO) et par maximum de

² La description du modèle s'inspire grandement de Maddala [1983]

vraisemblance tel que décrit par Tobin [1958]. À la seconde étape, ces paramètres sont insérés dans les matrices H et G précédemment décrites de telle sorte que deux nouvelles équations peuvent être spécifiées

$$ECHELLE = \mathbf{a}_1^T XH + \mathbf{m}_1 \quad (7)$$

$$REVCHEF = \mathbf{a}_2^T XG + \mathbf{m}_2 \quad (8)$$

où

$$\mathbf{a}_1^T = (\mathbf{g}_1, \mathbf{b}_1^T)$$

$$\mathbf{a}_2^T = (\mathbf{g}_2, \mathbf{b}_2^T),$$

soit les paramètres de la forme structurelle (3) et (4). Ces paramètres sont récupérés en estimant les équations (7) et (8) par MCO et par maximum de vraisemblance à la Tobin. Il est important de noter que la forme réduite permet de créer deux instruments pour nos deux variables endogènes qui ne sont pas corrélés avec les termes d'erreur respectifs. Ces instruments sont insérés dans les équations structurelles (7) et (8) avec les autres variables exogènes de chaque équation.

Amemiya [1979] dérive les matrices de covariances des paramètres du modèle de Nelson-Olson. Dans le cas de la première équation, Amemiya démontre que cette matrice peut être calculée de la manière suivante :

$$V(\mathbf{a}_1) = c(H^T X^T XH)^{-1} + \mathbf{g}_1^2 (H^T X^T XH)^{-1} H^T X^T V_0 X^T XH (H^T X^T XH)^{-1} \quad (9)$$

où

$$Cov(\mathbf{u}_1, \mathbf{u}_2) = \begin{bmatrix} \mathbf{s}_1^2 & \mathbf{s}_{12} \\ \mathbf{s}_{12} & \mathbf{s}_2^2 \end{bmatrix}$$

$$c = \mathbf{s}_1^2 - 2\mathbf{g}_1 \mathbf{s}_{12}$$

et $V_0 = \text{Var}(\Pi_2)$.

Il est intéressant de noter qu'en raison du fait que la variable dépendante de la première équation suit une distribution continue, la méthode de Nelson-Olson appliquée à cette équation produira exactement les mêmes résultats que les doubles moindres carrés traditionnels. Cette propriété a été utilisée pour calculer le test de Hausman qui démontra l'endogénéité des revenus des chefs dans l'équation de la taille des ménages.

Comme nous l'avons précédemment déduit, cette propriété de la méthode de Nelson-Olson ne s'appliquera pas à l'estimation de la seconde équation dont la variable dépendante est censurée à zéro pour 40 observations. Le calcul des variances des paramètres de la seconde équation est alors obtenu sous forme matricielle par l'équation suivante :

$$V(\mathbf{a}_2) = (G^T V_0^{-1} G)^{-1} + d(G^T V_0^{-1} G)^{-1} G^T V_0^{-1} (X^T X)^{-1} V_0^{-1} G (G^T V_0^{-1} G)^{-1} \quad (10)$$

où

$$d = \mathbf{g}_2^2 \mathbf{s}_1^2 - 2\mathbf{g}_2 \mathbf{s}_{12}$$

qui ne peut pas être estimé par triples-moindres-carrés ordinaires. Toutes les estimations furent effectuées avec le logiciel SHAZAM avec une banque de données qui contient de l'information sur des ménages du secteur rural de la Tunisie. Avant de présenter les résultats du modèle, nous présentons dans la section suivante quelques statistiques descriptives de notre banque de données.

4. BANQUE DE DONNÉES et VARIABLES DU MODÈLE

Notre banque de données est le fruit d'une enquête menée par une équipe de recenseurs professionnels pour le compte du ministère des affaires sociales de la Tunisie. Un tirage aléatoire de la population fut effectué et 1592 ménages répartis dans douze villages ruraux de la Tunisie en 1994 furent retenus. De ce nombre, nous avons retenu 1004 ménages, cumulant 5907 personnes, qui constituent notre banque de données. Nous avons omis de l'échantillon initial tout ménage pour lesquels l'information nécessaire à la construction de nos variables était manquante. Nous avons ainsi omis tout ménage pour lequel nous n'observions pas l'âge de chacun de ses membres, leur état civil, leur sexe, leur lien de parenté avec le chef de famille et leur niveau d'éducation. De plus, plusieurs ménages furent omis en raison d'incohérences au niveau des variables qui entreront dans notre modèle empirique.

Cette banque de données nous a permis de construire les variables qui apparaissent dans les équations (11) et (12) ci-dessous. La première équation de ce modèle expliquera les variations dans la taille des ménages

$$\begin{aligned} \text{ÉCHELLE}_i = & \mathbf{g}_0 + \mathbf{g}_1 \text{REVCHEF} + \mathbf{g}_2 \text{REVAUTRE} + \mathbf{g}_3 \text{SEXE} \\ & + \mathbf{g}_4 \text{AGEMOY} + \mathbf{g}_5 \text{AGEMOY2} + \mathbf{e}_i \end{aligned} \quad (11)$$

alors que la seconde équation expliquera l'évolution des revenus du chef de famille REVCHEF sous la forme suivante :

$$\begin{aligned} \text{REVCHEF}_i = & \mathbf{b}_0 + \sum_{j=1}^{11} \mathbf{b}_j \text{VILLE}_j + \mathbf{b}_{12} \text{SEXE} + \mathbf{b}_{13} \text{TRAVAIL} + \mathbf{b}_{14} \text{ÉCHELLE} \\ & + \mathbf{b}_{15} \text{AGE} + \mathbf{b}_{16} \text{AGECAR} + \mathbf{b}_{17} \text{CIVIL} + \sum_{k=1}^5 \mathbf{a}_k \text{EDUC}_k + \mathbf{e}_i \end{aligned} \quad (12).$$

Les statistiques usuelles pour chaque variable du modèle sont incluses dans l'annexe 1 de ce mémoire. Décrivons brièvement chacune de ces variables en soulignant d'une part leur construction et, d'autre part, les signes anticipés des coefficients suite à l'estimation de notre modèle.

Tel que généralement fait pour une étude sur des revenus d'individus, nous obtenons la variable REVCHEF en appliquant une transformation logarithmique sur les revenus des chefs qui, tout en normalisant la variation de cette variable, augmentera l'efficacité de notre estimation. Notons que dans sa forme actuelle, l'équation (12) représente la fonction de production des revenus des chefs de notre échantillon alors que, comme nous le verrons, la variable ECHELLE est une approximation de la main-d'œuvre à la disposition des chefs.

Avant d'utiliser la taille des ménages, nous devons prendre en considération deux facteurs économiques : le facteur de composition et les économies d'échelle. Le premier facteur tient compte du fait que les besoins moindres des enfants les distinguent de ceux des adultes de sorte qu'à revenu égal, un ménage de quatre adultes atteint un niveau de consommation, donc un niveau de bien-être, inférieur à un second ménage composé de deux adultes et deux enfants. Le second facteur introduit le concept d'économies d'échelle en présence de biens de consommation durables. Certains biens de consommation courante, tels le logement, l'automobile, la télévision ou le réfrigérateur peuvent être partagés par tous les membres d'un ménage faisant en sorte qu'à revenu per capita égal, le ménage de plus forte taille devrait bénéficier d'un niveau de bien-être supérieur en présence de biens durables. Il est important pour l'estimation empirique d'homogénéiser nos ménages en créant une seule variable qui captera ces deux facteurs économiques et qui permettra d'isoler spécifiquement un seul effet, celui de la taille des ménages sur les revenus.

L'instrument qui permet d'obtenir un tel résultat est l'échelle d'équivalence. Pour créer la variable ECHELLE, nous avons retenu l'échelle d'équivalence de l'OCDE [1982] qui postule que chaque individu d'un ménage âgé de moins de 14 ans et chaque adulte additionnel nécessitent respectivement 0,5 et 0,7 fois les ressources du premier adulte. En pondérant de cette manière tous nos ménages, nous avons obtenu la variable ECHELLE qui symbolise le nombre d'équivalent adulte dans chaque ménage. Un exemple de pondération

qui a été utilisée pour construire notre variable ECHELLE est présenté au tableau 2.

Tableau 2
Exemple d'application de l'échelle d'équivalence
de l'OCDE (1982)

	Équivalent adulte
Célibataire	1
Couple	1,7
Couple et un enfant	2,2

1. Chaque adulte supplémentaire dans le ménage nécessite 0,7 fois les besoins d'un célibataire alors que cette part est de 0,5 fois pour chaque enfant additionnel dans le ménage

Nous pouvons voir que par la mise en commun de biens durables, un couple fait des économies équivalant à 30% des dépenses d'un célibataire moyen alors qu'un enfant a des besoins équivalant à la moitié de ceux d'un célibataire moyen. L'échelle de l'OCDE est relativement simple à appliquer et suffisante pour cette recherche. Comme le rapportent De Vos et Zaidi [1997], ce choix ne devrait pas affecter significativement nos résultats puisque l'ordonnement des ménages du plus pauvre au plus riche demeure inchangé pour une multitude d'échelles d'équivalence distinctes.

Dans l'introduction, nous dressions un portrait de la Tunisie à travers lequel des disparités climatiques entre le nord et le sud du pays, de la taille et du niveau des infrastructures des villages, des effets propres aux différents villages pouvaient être présents. Ces facteurs étant des sources potentielles d'hétérogénéité lors des estimations, nous incluons onze variables dichotomiques ($VILLE_i$ pour tout $i = 1$ à 11) en prenant soin d'omettre la variable dichotomique de la ville de Bousalem pour que l'estimation de notre modèle soit praticable. Nous espérons que ces variables capteront l'influence exercée sur les revenus de la localisation géographique ou de toutes autres particularités des villages. De cette manière, nous pourrons bien isoler les effets de nos variables d'intérêt sans nous soucier de biais qui proviendraient d'effets fixes attribuables aux disparités municipales.

Les variables SEXE, TRAVAIL et CIVIL sont des variables dichotomiques qui prennent la valeur de un lorsque le chef d'un ménage est un homme, lorsqu'il travaille et, finalement, lorsqu'il est marié. La Tunisie étant une société patriarcale, nous anticipons un signe positif pour la variable SEXE dans les deux équations. La variable TRAVAIL quant à elle devrait être positive dans l'équation des revenus. Pour ce qui est de l'état civil du chef de ménage, dans la mesure où le mariage survient généralement à un âge plus avancé, nous sommes portés à croire que l'état civil afficherait une relation positive avec les revenus.

Certaines variables sont invariablement incluses dans toute équation de revenus. Ceci est vrai de AGE et AGECAR, respectivement l'âge et l'âge au carré du chef de famille, qui capte généralement une relation concave avec les revenus. Le niveau d'éducation est également une variable dont les effets sur les revenus actuels et futurs d'un individu sont susceptibles d'être importants. Les chefs de notre banque de données ont été regroupés en cinq catégories selon le dernier diplôme d'enseignement atteint. Cinq variables dichotomiques ont alors été construites et nommées de la manière suivante :

- Educ1 = 1 si le chef est analphabète
- Educ2 = 1 si le chef a un diplôme primaire, 0 autrement
- Educ3 = 1 si le chef a un diplôme de 1^{er} cycle secondaire, 0 autrement
- Educ4 = 1 si le chef a un diplôme de 2^{ème} cycle secondaire, 0 autrement
- Educ5 = 1 si le chef a un diplôme universitaire, 0 autrement.

De manière à rendre l'estimation praticable, il était nécessaire d'exclure une des cinq variables de régression. En puisant sur le fait que les coefficients des variables d'éducation qui demeureront dans le modèle capteront la différence de revenus entre les quatre niveaux d'éducation inclus et le niveau exclu de l'équation, nous omettrons EDUC1. En faisant ainsi, nous pourrions récupérer les revenus marginaux de chaque diplôme additionnel qu'un chef de famille aura atteint en comparaison avec un chef analphabète moyen.

Mentionnons finalement qu'en plus de REVCHEF et SEXE, nous incluons dans l'équation de la taille des ménages AGEMOY et AGEMOY2, soit un terme quadratique dans l'âge moyen des ménages pour capter la dynamique non-linéaire de l'évolution du cycle d'un ménage soulevée par plusieurs auteurs dans la revue de la littérature ainsi que REVAUTRE, les revenus mensuels totaux provenant des autres membres du ménage.

La première critique que l'on pourrait faire à l'endroit de notre étude concerne la qualité des variables que nous venons de décrire, donc la qualité de notre banque de données. Il est effectivement difficile d'obtenir un échantillon représentatif d'une population en développement, notamment en raison de l'incertitude entourant la rigueur méthodologique pratiquée par les enquêteurs durant la collecte des données. Nous terminerons donc cette section en vérifiant la qualité de la banque de données à notre disposition ainsi que les sources potentielles de biais pouvant y exister. Pour y parvenir, nous comparerons certains indicateurs de composition et de richesse des ménages dans notre banque avec les mêmes indicateurs disponibles par le biais de deux documents extraits du recensement général de la population et de l'habitat produits par le Ministère du développement économique de la Tunisie pour la même année. La première étude porte sur les principales caractéristiques démographiques de la population alors que la seconde enquête sur les ménages et leurs conditions d'habitat. La qualité des variables que nous utiliserons dans notre modèle sera déduite de l'exercice de comparaison d'une série de statistiques descriptives provenant de notre banque avec les mêmes statistiques produites, cette fois, par le gouvernement de la Tunisie.

Un tableau de fréquences du nombre de ménages par village dans notre échantillon est présenté plus bas. Nous pouvons voir que trois villages auront plus de cent ménages à analyser, mais que, heureusement, chaque village demeure relativement bien représenté dans notre échantillon, le plus petit d'entre eux étant Bousalem avec 47 ménages. Notons la présence d'un village dont le nom nous est inconnu. Ce village pourrait bien ne pas en être un mais être simplement le regroupement d'une multitude de ménages provenant de

divers endroits dans le pays. Comme nous allons introduire dans notre modèle empirique des variables dichotomiques pour chaque village qui capteront les effets fixes découlant de la localisation des villages, nous pourrions estimer notre modèle avec ou sans ce village, et faire des tests de comparaison pour voir si l'inclusion du village inconnu affecte significativement

Tableau 3
Nombre de ménages par village

	Nombre de ménages
Bousalem	47
Makthar	81
Mjej El Bab	69
Tajerouine	98
Bhaier	87
Maknassy	99
Najaria	129
Bézina	69
Jérissa	61
Souk Lahad	124
Sakiet Yidi Youssef	76
Village inconnu	64
Total	1004

les résultats. Son exclusion de la banque de données, si nécessaire, sera décidée après avoir estimé notre modèle empirique et non avant.

Nous verrons plus loin que ces ménages sont de tailles variées. Pour l'instant, concentrons l'analyse sur les données individuelles. Le tableau 4 nous donne la proportion d'individus dans notre banque de données selon leur sexe ainsi que cette même information pour le recensement de 1994³. Nous pouvons voir que la répartition des hommes et des femmes est relativement identique entre notre banque de données et le recensement gouvernemental.

³ « Principales caractéristiques démographiques de la population », Recensement général de la population et de l'habitat 1994, Institut national de la statistique, Ministère du développement économique de la Tunisie.

Tableau 4
Sexe de la population échantillonnée et de la population recensée

	Banque de données	Recensement
Hommes	49,9%	50,5%
Femmes	50,1%	49,5%
Total	100%	100%

Au niveau de la structure d'âge, nous remarquons au tableau 5 que la Tunisie a une population très jeune avec une moyenne d'âge recensée de 26 années qui est légèrement inférieure à la moyenne trouvée dans nos propres données. Remarquons que plus de 31 % des individus de notre enquête ont moins de 15 ans ce qui traduit ici l'importance relative des enfants à l'intérieur des ménages. Nous pourrions attribuer ces chiffres aux conditions médicales difficiles auxquelles sont souvent confrontés les pays africains, spécialement la faible espérance de vie des habitants ainsi que l'inaccessibilité des moyens contraceptifs et les croyances musulmanes véhiculées à leurs égards. Hors, il nous semble que la Tunisie ne se distingue pas de la majorité des pays industrialisés au chapitre de l'accessibilité aux contraceptifs et l'espérance de vie. Nous pouvons donc croire qu'au-delà de raisons médicales ou culturelles, des raisons économiques peuvent se manifester derrière cette prépondérance d'enfants dans la population et dans les ménages ce qui ajoute à l'intérêt de notre recherche qui tente, en partie, d'expliquer l'existence de familles élargies.

Tableau 5
Structure d'âge de la population échantillonnée et de la population recensée

	Banque de données	Recensement
0 et 4 ans	7,5%	12,2%
5 et 14 ans	24,2%	25,6%
15 et 59 ans	59,2%	53,5%
60 ans et plus	9,1%	8,8%
Moyenne d'âge	26,8 ans	25,8 ans

Notre dernier tableau sur les caractéristiques des individus composants notre banque de données expose leur état civil selon qu'ils sont célibataires, mariés ou veufs. Nous pouvons voir qu'il existe une différence marquante entre notre échantillon et les données du recensement du ministère du développement avec une surévaluation dans nos données de près de 20 % des célibataires et une sous-évaluation équivalente d'individus mariés en comparaison avec la population recensée. Comme on ne peut pas imputer de telles différences à une méthodologie de collecte distinctes au sens étymologique que les recenseurs donnent au mariage, nous devons conclure qu'un certain biais existe.

Tableau 6
État civil de la population échantillonnée et de la population recensée

	Banque de données	Recensement
Célibataire	62,4%	40,3%
Marié	33,5%	54,5%
Veuf	4,1%	5,2%

Ce que ce biais va engendrer est cependant difficile à prédire. Nous pourrions croire qu'une hausse dans la proportion de célibataires se traduirait par une augmentation des ménages de petite taille et donc à une taille moyenne des ménages inférieure à celle recensée. Cette hypothèse, loin d'être vérifiée, semble même être contre intuitive puisque les tailles moyennes des ménages du recensement et de notre banque de donnée sont respectivement de 5,15 et 5,83 personnes par ménage. De plus, la population de la Tunisie étant jeune, il est permis de croire que les données du recensement au sujet de l'état civil de la population sont biaisées. Pour démontrer ce fait, nous avons divisé notre banque de données en deux selon que les individus aient ou non moins de 25 ans et croisé ces deux classes avec différents états civils. Le tableau suivant renferme les résultats qui sont exprimés en pourcentage de l'ensemble des individus de notre banque.

Tableau 7
État civil de notre échantillon en fonction de l'âge

	Moins de 25 ans	25 ans et plus	Total
Célibataires et veufs	55,4%	11,1%	66,5%
Mariés	1,2%	32,3%	33,5%
Total	56,6%	43,4%	100%

Une inspection rapide de ce tableau montre que malgré le fait que les jeunes de moins de 25 ans composent près de 57% de la population, une infime minorité d'entre eux sont mariés. En gardant en lumière que les distributions d'âge de notre banque et celles du recensement sont similaires, les résultats obtenus par le recensement au sujet de l'état civil de la population ne sont possibles que si plus du tiers des jeunes de moins de 25 ans sont mariés ce qui, à notre connaissance, n'est pas une caractéristique de la Tunisie. Cette discussion nous permet de postuler que la différence au niveau du statut matrimonial, quoique inquiétante à première vue, n'implique pas que nos résultats devront être interprétés de manière autre que représentative de la réalité rurale en Tunisie.

Ces trois petits tableaux avaient l'intéressante contribution de montrer que notre banque de données semble correspondre assez bien aux résultats du recensement gouvernemental. Outre les différences au sujet de l'état civil, nous pouvons croire que les 5907 individus composant nos 1004 ménages sont représentatifs de la population à l'étude et que la différence relative à l'état civil des individus ne devrait pas influencer l'interprétation de nos résultats.

Afin de conclure définitivement sur la qualité de nos données, nous devons regarder quelques indicateurs de la richesse de nos ménages et les comparer aux résultats de la seconde enquête effectuée lors du recensement de

1994⁴. Nous démontrerons que notre banque de données, en plus de bien concorder avec les données démographiques pour les individus, semble épouser la réalité tunisienne pour les caractéristiques des ménages et leurs conditions d'habitat.

Il existe différents types d'habitat en Tunisie. Comme nous le voyons dans le tableau 8, la majorité de ceux-ci porte le nom de maison arabe.

Tableau 8
Type d'habitat

	Banque	Recensement
Maison arabe	66,5	63,6
Logement social	14,5	N/D
Gourbi	2,5	1,8
Appartement	1,0	5,9
Villa	15,2	27,8
Autres	,3	,9
Total	100,0	100,0

Ce type d'habitat est caractérisé par une construction de brique de forme carrée à l'intérieur de laquelle se trouve une petite cour intérieure sur laquelle donnent les différentes pièces du logis. Ce type de maison est plus accessible que les villas tunisiennes qui représentent quant à elles la conception occidentale que l'on se fait de ce type d'habitat. Les villas sont généralement identifiées aux familles aisées et il est donc normal que leur fréquence d'apparition dans notre banque de données soit significativement inférieure aux maisons arabes. Les gourbis, quant à eux, représentent un type de logement bien particulier. Le dictionnaire Larousse [1986] ne passe pas par quatre chemins pour les définir : « Cabane en Afrique du Nord...Habitation misérable ». Sans en faire le détail architectural, il est rassurant pour notre étude de voir que leur présence dans notre banque de données respecte la distribution recensée et ne permet pas de conclure à un biais de richesse négatif. Notons que le recensement ne faisait pas mention des logements sociaux comme type d'habitat. Il ne serait pas surprenant que nous retrouvions dans certains de ces logements plusieurs

⁴ « Ménages et conditions d'habitat », Recensement général de la population et de l'habitat

familles qui étaient cotées par le recensement comme vivant soit dans un appartement ou dans une villa. Ceci expliquerait l'augmentation injustifiée dans les proportions recensées de ces deux types d'habitat. De plus, cette hypothèse ne semble pas irréaliste étant donné la bonne prévision de maisons arabes et de gourbis dans notre échantillon. Nous devons donc interpréter les types d'habitats de notre banque comme étant conformes à la réalité tunisienne.

Au niveau descriptif, le tableau 9 indique que la proportion de nos ménages qui sont propriétaires et locataires de leur habitat cadre bien avec les résultats recensés dans l'enquête du gouvernement de Tunisie. Nous notons une très légère hausse du nombre de propriétaires dans notre banque qui est presque entièrement compensée par une baisse du nombre de locataires. La différence maximale de six pour cent entre ces deux types de contrats de propriétés aurait probablement pu être résorbée avec un échantillon plus grand.

Tableau 9
Type d'occupation du ménage

	Banque	Recensement
Propriétaire	84,7	78,3
Locataire	8,1	13,9
Gratuit et autres	7,2	7,8
Total	100,0	100,0

Les conditions d'habitat d'un ménage sont fonction de nombreuses variables dont le nombre de pièces disponibles dans le logis. Il devrait exister une relation croissante entre la taille du ménage, soit le nombre de personnes dans un ménage, et le nombre de pièces que ce ménage occupe. L'information sur le nombre de pièces est contenue dans le tableau 10. Nous voyons que cette distribution est relativement uniforme entre les données recensées et nos propres données avec seulement une très légère augmentation de la présence de ménages de deux ou trois pièces dans notre banque de données.

Tableau 10
Nombre de pièces occupées par le ménage

	Banque	Recensement
1	9,0	13,2
2	33,8	29,4
3	37,7	32,6
4	13,5	17,2
5 et plus	6,0	7,6
Total	100,0	100,0

Complétons les conditions d'habitat en nous attardant à certains indicateurs de la richesse matérielle d'un ménage. Nous profitons du fait que le recensement de 1994 a regroupé de l'information concernant la présence ou non d'un téléviseur, d'un réfrigérateur, d'électricité ainsi que d'eau potable, information également disponible dans nos propres données. Nous constatons aux tableaux 11 à 13 que notre banque de données contient des ménages dont le taux de possession de téléviseurs et de réfrigérateurs est en dessous du seuil recensé, mais dont les taux d'électrification et d'accès à de l'eau potable sont plutôt similaires.

Tableau 11
Équipement dans le ménage

	Réfrigérateur Banque	Réfrigérateur Recensement	Télévision Banque	Télévision Recensement
Oui	62,1	74,2	81,8	90,1
Non	37,9	25,8	18,2	9,9
Total	1013	100,0	100,0	100,0

Tableau 12
Eau potable dans le ménage

	Banque	Recensement
Oui	92,1	93,1
Non	7,9	6,9
Total	100,0	100,0

Tableau 13
Électricité dans le ménage

	Banque	Recensement
Oui	94,7	98,2
Non	5,3	1,8
Total	100,0	100,0

Tous ces tableaux nous permettent de comprendre les sources potentielles de biais qui peuvent subvenir dans notre échantillon sur les ménages. La plus faible présence de téléviseurs et de réfrigérateurs peut être interprétée comme une indication que nos ménages sont globalement plus pauvres que dans le recensement de sorte qu'un certain biais de richesse nous séparerait d'un échantillon représentatif.

À quelques endroits dans cette section, nous avons révélé que des différences visibles peuvent distinguer notre banque de données des statistiques fournies par les deux enquêtes de recensement du gouvernement tunisien. Étant donné la taille de notre échantillon, il était prévisible que la comparaison avec une banque de donnée de recensement entraînerait inévitablement quelques différences. Ces écarts observés pourraient certainement se résorber en augmentant la taille de notre échantillon, chose qui nous est inaccessible. En conséquence, à la lumière de ce que nous venons de voir, un jugement global sur la qualité de nos données doit être porté.

Nous avons invalidé la différence au niveau du nombre de célibataires en argumentant d'une part que les chiffres du recensement n'étaient pas crédibles et, d'autre part, que ce biais, s'il est vrai, ne semble pas s'être répercuté en une taille moyenne des ménages plus faible. La seule différence marquante qui demeure concerne le nombre de réfrigérateurs et de téléviseurs dans les ménages. À ce sujet, nous croyons qu'en raison de la taille de notre échantillon par opposition au recensement qui étudie une population entière, les différences observées pour seulement deux articles de consommation ne

sont pas suffisamment importantes pour affirmer être en présence d'un échantillon biaisé. L'estimation empirique et les conclusions qui en découleront pourront être interprétées avec confiance.

5 PRINCIPAUX RÉSULTATS

Dans cette partie, nous discuterons en premier lieu de la pertinence de l'hypothèse d'endogénéité de nos deux variables d'intérêt dans chaque équation au moyen de deux tests statistiques. La seconde partie se restreindra à l'analyse quantitative et qualitative des résultats de notre modèle estimé par la méthode de Nelson-Olson.

Pour saisir l'ampleur du problème de biais pouvant se glisser dans nos estimations, il est pertinent de présenter les résultats de l'estimation de notre modèle en deux temps sous forme d'un test d'hypothèse :

H_0 : Estimation des équations (11) et (12) par MCO et Tobit simple sous l'hypothèse d'absence de simultanéité entre les revenus et la taille des ménages

H_1 : Estimation des équations (11) et (12) par la méthode de Nelson-Olson sous l'hypothèse de simultanéité entre les deux variables d'abord et en allouant ensuite pour la simultanéité entre les revenus et la taille des ménages

Malgré le fait que des différences relativement importantes subsistent entre les estimations paramétriques de nos deux variables endogènes, i.e. le coefficient de la variable REVCHEF dans l'équation (11) passant de 0.03178 à 0.12038 en corrigeant pour la simultanéité, un test statistique permettant d'incorporer les variations de l'ensemble des paramètres de l'équation constitue un meilleur indicateur de l'ampleur de la simultanéité dans le modèle. À cet effet, un test de Hausman [1978] a été réalisé pour la première équation. Cette statistique suit une distribution du chi-carré dont le nombre de degrés de liberté est égal au nombre de paramètres estimés dans l'équation testée. Le calcul de ce test fut effectué à partir des estimés par OLS de notre modèle que nous avons regroupés dans un vecteur dénommé \mathbf{a}_i , et des estimés découlant de

l'approche de Nelson-Olson qui sont inclus dans un second vecteur portant la mention de \mathbf{a}_{in-ol} . La statistique nous est donnée par

$$H = (\mathbf{a}_i - \mathbf{a}_{i_{in-ol}})^T [\mathbf{V}_1 - \mathbf{V}_0]^{-1} (\mathbf{a}_i - \mathbf{a}_{i_{in-ol}}) \approx \chi^2[k]$$

où \mathbf{V}_1 est la matrice de variance-covariance du modèle de Nelson-Olson et $\mathbf{V}_0 = s^2(\mathbf{X}^T\mathbf{X})^{-1}$ avec s^2 évaluée par doubles-moindres-carrés ordinaires. Pour la première équation, cette statistique est de 22,798 avec un seuil critique de 1% évalué à 16,81 dans une table du chi-carré à 6 degrés de liberté. Ce test nous permet de rejeter l'hypothèse nulle sur l'absence de simultanéité entre les revenus des chefs de famille et la taille de leur ménage en Tunisie.

Pour faire le test sur l'équation (12), nous utilisons une adaptation du test de Hausman proposée par Smith et Blundell [1986] qui s'applique spécifiquement à l'estimation par maximum de vraisemblance d'un modèle Tobit simultané. Cette méthode consiste à récupérer le vecteur des résidus estimés v_1 de l'équation (5) et de l'inclure comme variable explicative additionnelle dans l'estimation de l'équation (4) par maximum de vraisemblance sous H_0 . Le test revient alors à tester si le paramètre associé à ce vecteur de résidus « endogènes » est significativement différent de zéro suivant une distribution asymptotiquement normale. La statistique de Student calculée est de -2,0604 avec un seuil de signification de 4,78% qui permet également de rejeter avec confiance l'hypothèse nulle dans la deuxième équation. Les tests précédents permettent de conclure en faveur de l'hypothèse voulant que les revenus et la taille des ménages sont déterminés simultanément. Pour le cas de la Tunisie, l'estimation par des techniques économétriques standards produit des paramètres biaisés qui invalident les hypothèses avancées par Havanon et al. [1992] et Albelda et Tilly [1994] selon lesquelles la composition de certains ménages ne peut être une fonction des revenus des chefs.

Tournons-nous maintenant vers l'analyse proprement dite des résultats pour chaque équation.

Tableau 14
Résultats sur l'équation
de la taille des ménages

	NELSON_OLSON	MCO
CONSTANTE	4.1198 (7.995)***	3.1133 (9.464)***
REVCHEF	-0.35664 (-6.126)***	-0.996 ^{E-01} (-2.668)***
SEXE	1.0539 (4.776)***	0.73471 (4.846)***
REVAUTRES	0.248889 ^{e-02} (7.111)***	0.2338 ^{E-02} (6.305)***
AGEMOY	0.65618 ^{e-01} (2.478)**	0.7001 ^{E-01} (4.842)***
AGEMOY2	-0.14146 ^{e-02} (-8.632)***	-0.14132 ^{E-03} (-7.895)***

T de Student entre parenthèses.

*** significatif à 1%

** significatif à 5%

* significatif à 10%

Pour des fins de comparaison, les résultats pour l'équation de la taille des ménages sont rapportés dans le tableau 14 avec et sans la méthode de Nelson-Olson soit avec et sans la prise en compte de la simultanéité entre la taille des ménages et les revenus des chefs. En se restreignant à la méthode de Nelson-Olson, un coup d'œil rapide nous permet de voir que tous les paramètres sont significativement différents de zéro. Au niveau du sens des relations, le signe positif de la variable SEXE traduit l'aspect patriarcal du rôle du chef de famille dans ce pays où prédomine la religion musulmane. À ce sujet, nous savons par Nomani et Rahnema [1994] qu'un ménage musulman aura un chef de famille féminin seulement suite à la mort de son chef paternel. Nous savons également par Foster [1993] que la mort d'un chef paternel est fortement corrélée avec la probabilité de dissolution d'un ménage. En conséquence, le signe positif de notre variable SEXE implique que les ménages dont le chef de famille est une femme ont une taille significativement inférieure à la taille des autres ménages.

Le coefficient positif de la variable REVAUTRES, contrairement à la variable SEXE, capte un effet économique plutôt que culturel. Cela implique que le chef de ménage acceptera d'élargir son ménage que si les nouveaux venus contribuent financièrement à l'amélioration du bien-être collectif de telle sorte à compenser la « désutilité » que procure la congestion de plusieurs personnes sous un même toit. Quant à la forme quadratique sur l'âge moyen des ménages (AGEMOY, AGEMOY2) que nous avons utilisée pour capter le cycle de vie dans lequel se trouve un ménage, nous trouvons une relation positive, non linéaire et significative. Cette relation non linéaire confirme la dynamique du cycle de vie d'un ménage soulevée dans la revue de la littérature. Rappelons qu'un ménage, après sa formation, entre dans une phase de croissance durant laquelle des enfants et des proches parents s'ajoutent au ménage. Ce n'est que suite à la mort du chef de famille que l'on assiste à la dissolution du ménage.

La dernière variable d'intérêt de cette équation, celle du revenu des chefs de famille, indique que plus les chefs de famille disposent de revenus élevés, moins ils sont intéressés à vivre dans une famille élargie. Une interprétation de ce coefficient découle de l'hypothèse de comportement égoïste des chefs de famille. Une augmentation des revenus du chef réduit le besoin d'association d'un groupe d'individus qui n'ont plus à se contraindre à partager des biens publics durables tels un réfrigérateur, une automobile ou un logement. En conséquence de ce fait, les chefs utilisent leurs revenus supplémentaires pour désengorger le ménage de leurs pensionnaires en les localisant dans un nouveau ménage, quitte à leur transférer périodiquement des sommes d'argent pour l'achat de biens durables.

Avant de se tourner vers l'analyse de la seconde équation, nous croyons qu'il est pertinent de souligner que les résultats sur lesquels s'appuie la discussion précédente sont le produit de la spécification d'une équation de la taille des ménages qui découle de notre hypothèse de simultanéité avec les revenus. Notons que nous obtenons un coefficient de détermination ajusté de 20,3% pour cette équation. Bien qu'à notre connaissance aucune équation

empirique de ce genre n'ait été spécifiée et que nous ne disposons pas de modèle théorique sous-jacent à sa spécification, il semblerait que son pouvoir explicatif, dans sa forme actuelle, soit relativement intéressant malgré le peu de variables explicatives.

À l'opposé, l'estimation d'une équation des revenus d'un groupe d'individus constitue un exercice courant en économie. Aussi, il nous sera possible de comparer nos résultats pour cette équation, regroupés dans le tableau 15, avec ceux publiés dans la littérature économique. Encore une fois, nous regroupons dans ce tableau l'estimation de l'équation avec la méthode de Nelson-Olson et celle effectuée par Tobit simple qui ne tient pas compte de la simultanéité.

Nous avons discuté dans l'introduction des variétés climatiques du sud et du nord de la Tunisie auxquelles étaient associées des activités économiques bien différentes. Nos variables dichotomiques capteraient de tels effets régionaux qui occasionneraient des divergences au niveau des revenus des chefs.

Tableau 15
Résultats sur l'équation
des revenus des chefs

	NELSON_OLSON	TOBIT
CONSTANTE	2.0637 (26.909)***	1.6128 (2.996)***
VILLE2	0.2426 (2.066)**	0.2360 (1.267)
VILLE3	0.46256 (16.288)***	0.45765 (2.365)**
VILLE4	0.10823 (1.595)	0.95085E-01 (0.526)
VILLE5	0.2671 ^e -01 (0.119)	0.11744E-01 (0.638E-01)
VILLE6	-0.11207 (-0.600)	-0.71447E-01 (-0.392)
VILLE7	-0.73049 (-17.732)***	-0.64954 (-3.671)***
VILLE8	0.23193 (1.264)	0.23496 (1.222)
VILLE9	0.82026 (24.905)***	0.8171 (4.119)***
VILLE10	0.2532 (4.143)***	0.30916 (1.774)*
VILLE11	0.68095 (3.881)***	0.6532 (3.442)***
VILLE12	0.50814 (8.171)***	0.52817 (2.684)**
SEXE	0.7271 (3.071)***	0.76196 (4.164)***
TRAVAIL	0.6426 (7.407)***	0.66768 (7.809)***
AGE	0.20229 ^e -01 (0.801)	0.4582E-01 (2.340)**
AGECAR	-0.1472 ^e -03 (-2.157)**	-0.3752E-03 (-2.106)**
CIVIL	-0.13042 (-0.923)	0.39277E-01 (-0.238)
ECHELLE	0.12038 (1.992)*	0.3177E-01 (1.308)
EDUC2	0.26833 (6.397)***	0.25812 (2.933)***
EDUC3	0.78771 (5.229)***	0.75857 (5.384)***
EDUC4	0.97669 (15.442)***	0.96437 (7.007)***
EDUC5	1.6501 (44.897)***	1.5480 (9.200)***

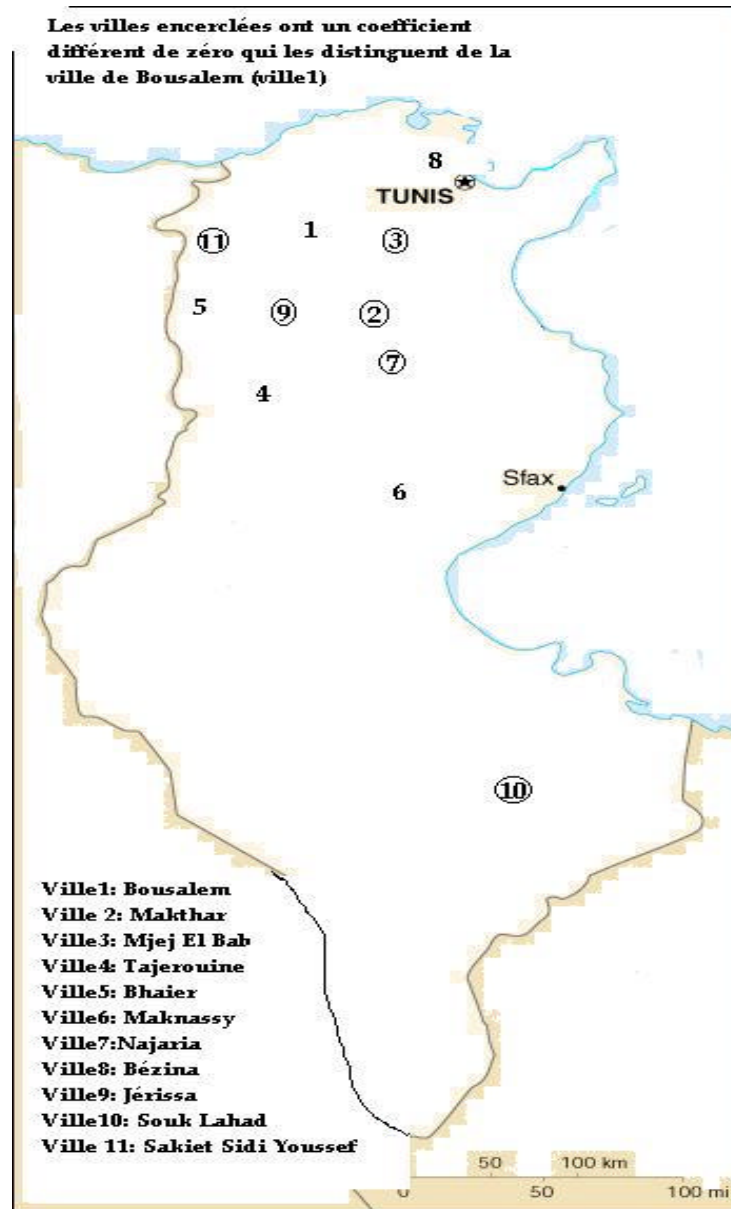
T de Student entre paranthèses

*** significatif à 1%

** significatif à 5%

* significatif à 10%

Nos résultats permettent alors de vérifier si la proximité d'un village avec la ville de référence, Bousalem, expliquerait le degré de signification de nos onze variables dichotomiques. La carte suivante permet d'éclairer cet aspect.



Une inspection sommaire de cette carte de la Tunisie va à l'encontre de l'hypothèse de divergence géographique des revenus des chefs de famille. À l'exception de Souk Lahad, nous voyons que les villages dont l'effet fixe est significativement différent de zéro forment une ceinture rapprochée autour de Bousalem alors que les autres villes, pourtant les plus éloignées, n'ont pas d'effets fixes significatifs. À la lumière de ces résultats, il semble évident que

les constantes individuelles pour chaque village captent non pas des divergences de revenus occasionnées par des variétés de climat mais des divergences liées à des caractéristiques propres aux villes. Parmi celles-ci nommons la taille des villes, leurs infrastructures, la proximité d'une école primaire ou secondaire ainsi que toutes autres idiosyncrasies qui les distinguent des autres. Notons que pour notre mémoire, il importait moins d'identifier la source des effets fixes que de conditionner pour eux de manière à isoler l'effet réel de la taille des ménages et des caractéristiques individuelles des chefs.

Au niveau de ces caractéristiques individuelles, nous obtenons plusieurs relations retrouvées à maintes reprises dans la littérature économique (ex. Drèze et Snirivasan [1997]), notamment la relation concave entre l'âge du chef et ses revenus, l'apport positif du travail aux revenus ainsi que la pauvreté relative des ménages dirigés par des femmes. Cette constatation renforce nos résultats tout en justifiant la méthodologie d'estimation que nous avons utilisée. Par contre, nous voyons que l'état civil du chef n'est pas une variable déterminante des revenus. Ce résultat ne doit pas surprendre si l'étape logique qui suit le mariage pour le couple est d'entreprendre une vie conjugale sous un même toit. Ceci devrait faire en sorte qu'un nouveau ménage soit créé ou qu'un ménage déjà existant héberge les mariés durant les premières années conjugales. Peu importe l'avenue choisie, il semble normal que certaines variations de la variable ECHELLE captent des changements d'état civil, créant une corrélation significative entre les deux variables au point où l'état civil n'a plus de pouvoir explicatif.

Au niveau des variables d'éducation, les paramètres estimés représentent la différence de revenus mensuels qui sépare un chef de famille analphabète de quatre diplômés d'études offerts en Tunisie. Comme l'estimation de cette équation nécessita l'utilisation du logarithme naturel des revenus des chefs, nous pouvons obtenir le revenu marginal de chaque diplôme additionnel en multipliant les paramètres estimés par la moyenne des revenus des chefs de l'échantillon. Les différences annuelles calculées ainsi que le pourcentage d'accroissement des revenus rapportés au tableau 16 sont tous

deux basés sur un revenu annuel moyen d'un chef analphabète de 1229,29 dinars tunisiens.

Tableau 16
Revenus marginaux de l'éducation des chefs de famille en Tunisie¹

	Différence annuelle	%
DIPLÔME PRIMAIRE	484,60	39,42
DIPLÔME 1ER CYCLE SECONDAIRE	1422,60	115,73
DIPLÔME 2ÈME CYCLE SECONDAIRE	1763,90	143,49
DIPLÔME UNIVERSITAIRE	2980,08	242,42

1. Nombre de Dinars tunisiens par année de plus qu'un chef de famille analphabète moyen

Nous pouvons voir que les revenus des chefs augmentent de plus de 1400 dinars par année⁵ avec l'obtention du premier diplôme secondaire et triplent suite à l'obtention d'un diplôme universitaire. Ces énormes écarts étaient à la base du modèle de Barham et al. [1995] qui postulait l'existence d'une trappe de pauvreté engendrée par l'incapacité d'un ménage de soutenir financièrement des enfants à l'école. Il serait intéressant d'utiliser les revenus marginaux que nous venons d'estimer, de les multiplier par la population étudiante à tous les niveaux d'éducation ainsi que par la probabilité qu'un diplômé particulier poursuive ses études. Ce calcul permettrait de guider l'investissement gouvernemental en éducation vers les niveaux où les rendements marginaux de la société sont les plus élevés.

Dernièrement, nous trouvons que le coefficient de la variable ECHELLE est positif et significatif à 10%. De manière à en faire une bonne interprétation, il est pertinent de nous situer dans le contexte bien particulier des ménages ruraux de la Tunisie où les revenus du chef proviennent soit de l'exploitation agricole ou de l'exploitation d'une petite entreprise familiale. Une augmentation de la taille d'un ménage en « équivalent-adultes » augmente la force de travail à la disposition des chefs de façon à ce que le signe de notre coefficient traduit simplement une productivité marginale du travail qui est

⁵ 1 dinar tunisien valait 1,232 dollars canadiens, au taux interbancaire, en date du vendredi 29 octobre 1999 Source : OANDA

positive comme le prédit la majorité des fonctions de production en microéconomie.

Maintenant que le sens des relations dans notre modèle est déterminé, imaginons que le gouvernement de la Tunisie décide d'augmenter les transferts monétaires à l'endroit des chefs de ménage. Le résultat immédiat d'un tel choc est de hausser les revenus des chefs simultanément dans les équations (11) et (12). Par contre, les résultats du tableau 14 nous indiquent qu'une augmentation des revenus dans l'équation (11) fait diminuer la taille des ménages. Le tableau 15 quant à lui nous indiquait qu'une baisse de la taille du ménage dans l'équation (12) abaissait les revenus des chefs. Le résultat final de cet exercice est que les revenus des chefs augmenteront d'un montant inférieur au montant qui leur a été transféré par le gouvernement. Ce résultat a des implications importantes au niveau des politiques gouvernementales qui légifèrent constamment sur la teneur et l'ampleur des transferts aux ménages. La conception d'une politique budgétaire qui ne tient pas compte de la possible dissolution des ménages aurait donc tendance à surestimer son impact de long terme sur le bien-être des bénéficiaires.

Ce résultat empirique quasi-dynamique possède une intuition théorique implicite. Une famille élargie, en mettant en commun des ressources financières qui permettent l'achat de biens à caractère public propres au ménage, augmente le niveau de bien-être de ses membres. L'envers de la médaille est que l'engorgement du ménage et le partage des biens communs sur une base quotidienne entre un grand nombre de personnes contraint le niveau de bien-être à un certain seuil ce qui expliquerait pourquoi nous n'observons pas de ménages avec plus de 18 individus. Tant que le gain de bien-être que procure le regroupement d'individus entre eux surpasse la perte de bien-être associé à l'effet d'engorgement, le ménage restera uni. Par contre, une augmentation du revenu du chef augmente l'importance relative de l'effet d'engorgement en raison de la diminution des gains de bien-être que procure le regroupement. Il existerait donc un seuil au delà duquel une augmentation des revenus causerait une séparation du ménage.

6 CONCLUSION

L'objectif de ce mémoire était double. D'abord, nous voulions vérifier l'intuition qui ressortait de la revue de la littérature à savoir qu'il pourrait exister une simultanéité entre la taille des ménages et les revenus de leurs chefs pour un échantillon de ménages dans le milieu rural de la Tunisie. En omettant de prendre en considération la simultanéité, le paramètre de la taille des ménages dans l'équation des revenus ressort non-significatif. Nous aurions alors conclu, comme Havanon et al. [1992], que la taille des ménages n'a pas d'impact majeur sur les revenus. Les deux tests statistiques effectués sur notre modèle simultané à deux équations, l'une pour les revenus et l'autre pour la taille des ménages, permettent de conclure en faveur de la présence de cette simultanéité. L'estimateur de Nelson-Olson [1978] pour les modèles « tobit » simultanés a donc été appliqué pour prendre en considération le caractère endogène d'une de nos variables indépendantes avec comme résultat que la taille des ménages devient statistiquement significative dans l'équation des revenus des chefs. Du même coup, nous démontrons que l'omission du caractère endogène de la taille des ménages biaisait vers zéro la sensibilité des revenus à cette variable.

Le second objectif de ce mémoire est de vérifier les relations entre nos deux variables endogènes et leurs variables explicatives. À ce chapitre, nous trouvons dans l'équation des revenus que la majorité des relations attendues sont significatives et de signes attendus avec la taille des ménages qui traduit la productivité marginale positive des membres de chaque ménage. Pour la seconde équation, nous trouvons que les ménages dirigés par des femmes sont globalement plus petits que ceux dont le chef est un homme, que l'hypothèse de cycle de vie des ménages est vérifiée et que la taille des ménages est influencée négativement par une hausse des revenus des chefs.

Finalement, la constatation qu'une augmentation des transferts monétaires vers les chefs de ménage serait susceptible d'altérer la composition des ménages a des implications au niveau de la politique budgétaire de la

Tunisie. Nos résultats démontrent que l'exclusion du caractère endogène de la taille des ménages surestimerait les effets bénéfiques des politiques de transferts vers les ménages.

À plusieurs reprises dans l'analyse de la section précédente, nous avons fait appel à des intuitions économiques pour expliquer nos résultats empiriques. La principale piste de recherche à explorer après ce travail serait de développer un modèle théorique de manière à ancrer ces intuitions économiques dans un cadre rigoureux qui n'aura pas le cachet d'un conte pour économiste. À cette fin, un modèle à générations imbriquées dans lequel les chefs et les membres de chaque ménage maximisent respectivement leur utilité à la Nash serait une alternative envisageable. De plus, des efforts pourraient être faits pour permettre d'endogénéiser la décision de travailler des chefs de famille. Ceci nécessiterait la spécification d'une troisième équation et l'utilisation de techniques économétriques plus avancées que celles utilisées ici.

Finalement, comme la décision d'un individu d'appartenir ou non à un ménage peut être influencée par des considérations dépassant le champ économique, il serait pertinent d'incorporer les incidences des facteurs sociaux et culturels d'un peuple pour approfondir notre compréhension du processus de décision à l'intérieur des ménages qui est, jusqu'à maintenant, basée uniquement sur des motivations économiques.

Annexe 1

Statistiques descriptives des variables de notre modèle

Tableau 17
Statistiques Descriptives

	Minimum	Maximum	Moyenne	Ecart-type
VILLE1	0	1	4,68E-02	,21
VILLE2	0	1	8,07E-02	,27
VILLE3	0	1	6,87E-02	,25
VILLE4	0	1	9,76E-02	,30
VILLE5	0	1	8,67E-02	,28
VILLE6	0	1	9,86E-02	,30
VILLE7	0	1	,13	,33
VILLE8	0	1	6,87E-02	,25
VILLE9	0	1	6,08E-02	,24
VILLE10	0	1	,12	,33
VILLE11	0	1	7,57E-02	,26
VILLE12	0	1	6,37E-02	,24
EDUC1	0	1	,48	,50
EDUC2	0	1	,33	,47
EDUC3	0	1	7,57E-02	,26
EDUC4	0	1	8,37E-02	,28
EDUC5	0	1	3,19E-02	,18
SEXE	0	1	,89	,31
AGE	21	102	50,92	13,36
AGECAR	441	10404	2771,65	1452,15
CIVIL	0	1	,87	,34
TRAVAIL	0	1	,63	,48
TAILLE	1	18	5,82	2,46
ECHELLE	1,00	11,60	4,0046	1,5520
AGEMOY	12,63	82,00	29,6026	12,8783
AGEMOY2	159,39	6724,00	1041,9979	1040,4847
REVAUTRES	0	2000	37,43	116,90
REVCHEF	0	1400	150,49	129,58

BIBLIOGRAPHIE

1. Albelda, Randy, Tilly, Chris ; « *Family structure and family earnings : The determinants of earnings differences among Family Types* », **Industrial Relations**, Vol. 33, No. 2 (April 1994)
2. Al-Marhubi, Fahim ; « *Cross-Country evidence on the link between inflation volatility and growth* », **Applied Economics**, Vol.30, n10, Octobre 1998, pp.1317-1326.
3. Amemiya, Takeshi ; « *The estimation of a simultaneous-equation Tobit Model* », **International Economic Review**, Février 1979, No1, Vol.20. pp.169-181
4. Banerjee, A. Newmann, A. , « *Poverty, Incentives, and Development* », **American Economic Review**, 1994, pp274-298.
5. Banque Mondiale ; « *Country Report : Tunisia at a glance* », 1998
6. Barham, V. Boadway, R. Marchand, M. Pestieau, P., « *Education and the Poverty trap* », **European Economic Review**, Août 1995, Vol. 39, No. 7.
7. Barro, Robert ; « *Economic growth in a Cross-Section of Countries* », **Quarterly Journal of Economics**, 1991, pp.407-444.
8. Becker, Gary ; « *An Economic Analysis of Fertility* », **Demographic and Economic Change in Developed Countries**, Princeton, 1960, (pp.209-231)
9. Bergstrom, Theodore C., « *A survey of theories of the family* » **University of Michigan Working Paper**, June 1994.
10. Burniaux, Jean-Marc ; « *Inégalités et emplois : Effet de redistribution lié à la structure familiale* », **Économie internationale**, no.71, 3^{ème} trimestre, 1997.
11. De Vos, Klaas, Zaidi, Asghar ; « *Equivalence scale sensitivity of poverty statistics for member states of the european community* », **The Review of income and wealth**, Septembre 1997, vol.43, n.13.
12. Drèze, Jean, Srinivasan, P.V., « *Widowhood and poverty in rural India : Some inferences from household survey data* », **Journal of Development Economics**, vol.54, 1997, pp.217-234.
13. Foster, Andrew D. ; « *Household Partition in Rural Bangladesh* », **Population Studies**, Vol. 47, No.1, March 1993, (pp. 97-114).

14. Gong, Xiaodong, van Soest, Arthur ; « *Family Structure and Female Labour Supply in Mexico City* », **Dept. Of Econometrics, Tilburg University**, December 1997.
15. Havanon, Napaporn, Knodel, John and Sittitrai, Werasit ; « *The Impact of Family Size on Wealth Accumulation in Rural Thailand* », **Population Studies**, Vol. 46, No. 1, March 1992, (pp. 37-51)
16. Hausman, J.A., « *Specification Tests in Econometrics* », **Econometrica**, 46(1978), pp.1251-1272.
17. Lucas, R.E., « *On the Mechanics of Economic Development* », **Journal of Monetary Economics**, 1998, pp. 3-42
18. Maddala, G.S. ; *Limited-Dependent and qualitative variables in econometrics*, **Cambridge University Press**, 1983, pp.401.
19. Mankiw, N. Romer, P. et Weil, D., « *A contribution to the Empirics of Economic Growth* », **Quarterly Journal of Economics**, 1992, pp.407-438.
20. Nelson, F. et Olson, L., « *Specification and estimation of a Simultaneous Equation Model with Limited Dependent Variables* », **International Economic Review**, 19 :696-710, 1978.
21. Nomani, Farhad, Rahnema, Ali ; « *Islamic economic systems* », **Zed Books Ltd**, London et New-Jersey Press, 1994, pp.222.
22. Organisation de Coopération et de Développement Économique (OCDE) ; *Liste des indicateurs sociaux*, Paris, 1982
23. Okun, A.M., « *Equality and Efficiency : The Big Tradeoff* », Washington D.C. : Brookings Institution, 1975 ; cité dans Ray, Debraj ; « *Development Economics* », **Princeton University Press**, New-Jersey, 1998. 848 pages.
24. Pencavel, John ; « *Assortative Mating by Schooling and the Work Behavior of Wives and Husbands* », **American Economic Review**, ; v88 n2 Mai 1998, pp. 326-329.
25. Romer, Paul ; « *Increasing returns and Long-Run Growth* », **Journal of Political Economy**, 1986, pp.1002-1037.
26. Rosenzweig, Mark, Schultz, T. Paul ; « *Market Opportunities, Genetic Endowments, and Intrafamily Ressource Distribution : Child Survival in Rural India* » **The American Economic Review**, Vol. 72, No. 4, September 1982.
27. Rosenzweig, Mark, Stark, Oded ; « *Consumption Smoothing, Migration, and Marriage: Evidence from Rural India* », **Journal of Political Economy**, v97, n4, pp. 905-926, Août 1989.

28. Rosenzweig, Mark, Wolpin, Kenneth I. ; « *Specific Experience, Household Structure, and Intergenerational Transfers : Farm Family Land and Labour Arrangements in Developing Countries* », **The Quarterly Journal of Economics**, Vol. 100, Supplement 1985.
29. Sadoulet, Elisabeth, de Janvry, Alain, Benjamin, Catherine ; « *Household Behavior with Imperfect Labor Markets* », **Industrial Relations**, Vol. 37, No. 1 (January 1998)
30. Smith, R.J., Blundell, R.W., « *An exogeneity test for a simultaneous equation tobit model with an application to labour supply* », **Econometrica**, Vol.54, No.3, Mai 1986, pp.679-685.
31. Tobin, James ; « *Estimation of relationships for limited dependent variables* », **Econometrica**, vol.26, Janvier 1958, pp.24-36.
32. Ministère du développement économique de la Tunisie ; « *Principales caractéristiques démographiques de la population* » et « *Ménages et conditions d'habitat* », dans le **Recensement général de la population et de l'habitat**, Institut national de la statistique de Tunisie, 1994.