

A1.1
G
1008

UNIVERSITE DE MONTREAL
Département des Sciences Économiques

Rapport de recherche de Maîtrise

***Thème : Féminisation de la pauvreté
au Burkina Faso***

Par

ZABSONRE Wendgloumdé Agnès

Dirigé par Claude MONTMARQUETTE

Septembre 2005

RÉSUMÉ

De récentes analyses menées dans le domaine de la pauvreté tendent de plus en plus à émettre l'hypothèse d'une féminisation de la pauvreté. En se fondant sur l'approche utilisée par Wright (1992) dans son article intitulé "*A feminisation of poverty in Great Britain ?*", la présente recherche vise à vérifier cette hypothèse dans le contexte spécifique du Burkina Faso. A cet égard, elle s'inscrit dans une perspective microéconomique basée sur le modèle de ménage unitaire et a recours aux échelles d'équivalence, afin de saisir les différences de taille et de composition des ménages. En s'appuyant sur les enquêtes sur les conditions de vie des ménages burkinabè de 1994 et 1998, l'analyse met en évidence la fragilité de la corrélation entre le genre et la pauvreté pour le cas du Burkina Faso. En effet, la pauvreté affecte indifféremment les ménages gérés par des hommes que ceux ayant à leur tête une femme, en dépit de la discrimination sociale que subissent, en général, les femmes quant aux revenus et aux emplois. Enfin, l'étude économétrique à partir d'un modèle Tobit appliqué aux données ne permet pas de soutenir la thèse d'une féminisation de la pauvreté au Burkina Faso.

ABSTRACT

Recent analysis on poverty are tending to admit the hypothesis of a feminisation of poverty. Adopting the approach used by Wright (1992) in his article entitled "*A feminisation of poverty in Great Britain ?*", the present research aims at checking this hypothesis in the specific context of Burkina Faso. Thus, it is in keeping with the microeconomic perspective based upon the unitary household model and uses equivalence scales to understand the differences in size and composition of households. Based upon the surveys of 1994 and 1998 on living conditions of "burkinabè" households, this analysis shows the fragility of the correlation between gender and poverty as far as Burkina Faso is concerned. As the matter of fact, poverty affects without equally households managed by men as well as those held by women in spite of the social discrimination in income and employment suffered by women. Finally, the econometric study from a Tobit model applied to the data does not allow us to support the thesis of a feminisation of poverty in Burkina Faso.

MOTS CLÉS : pauvreté, genre, Burkina Faso

SOMMAIRE

| | |
|--|-----------|
| INTRODUCTION | 3 |
| I. CONCEPTS ET IDENTIFICATION DU BIEN-ÊTRE | 4 |
| I.1. Le modèle unitaire : fondements et limites | 4 |
| <i>I.1.1 Fondements du modèle unitaire</i> | <i>5</i> |
| <i>I.1.2 Les insuffisances du modèle unitaire</i> | <i>6</i> |
| I.2. Pauvreté, genre et dimension des ménages | 6 |
| <i>I.2.1 Pauvreté et genre : quels résultats dans la littérature ?</i> | <i>6</i> |
| <i>I.2.2 Pauvreté et dimension des ménages</i> | <i>7</i> |
| II. PAUVRETE ET GENRE : CAS DU BURKINA FASO..... | 8 |
| II.1 Courbe d'Engel et échelles d'équivalence..... | 8 |
| II.2 Indices de pauvreté et comparaison..... | 9 |
| II.3 Modélisation économétrique à l'aide d'un modèle Tobit simple | 14 |
| <i>II.3.1 Modèle Tobit</i> | <i>14</i> |
| <i>II.3.2 Spécification des variables</i> | <i>15</i> |
| CONCLUSION..... | 18 |
| RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES..... | 19 |
| ANNEXES..... | 20 |

INTRODUCTION

Le Burkina Faso est l'un des pays en voie de développement, les moins avancés. Il appartient au groupe des "économies à faible revenu". Le produit national brut par habitant s'élève à 210 dollars en 2001¹.

L'histoire² et la géographie³ expliquent, en grande partie, les attermoissements du processus de transition économique de ce pays, et le fait que pendant les deux premières décennies de l'indépendance, le cheminement du développement se soit fortement appuyé sur les dotations en ressources. Le Burkina Faso souffre d'une faible efficacité des investissements publics, et des rigidités structurelles qui entravent la réalisation du potentiel de croissance. Par ailleurs, les déséquilibres des comptes extérieurs et des finances publiques handicapent considérablement la situation financière du pays⁴. Ce contexte explique la mise en place des programmes d'ajustement structurel à partir du début des années 1990. Sans parvenir à corriger les déséquilibres macroéconomiques de l'économie burkinabè, ces programmes s'avèreront dramatiques pour une frange importante de la population. En fait, de nombreux ménages sont devenus pauvres suite à une mauvaise récolte, ou à une chute des prix des produits de rente (en particulier, le coton et l'arachide), ou encore à la perte d'un emploi. Alors que la pauvreté était essentiellement rurale, elle touche de plus en plus les zones urbaines.

Ainsi l'un des défis auxquels doit faire face le Burkina est de promouvoir des politiques économiques et sociales susceptibles de lutter efficacement contre la pauvreté. Le Cadre Stratégique de Lutte contre la Pauvreté (CSLP) s'inscrit dans cette perspective. Ce document adopté en 1995 par l'État burkinabè énonce les objectifs prioritaires en matière de développement pour la décennie à venir. Ces objectifs sont : (i) accélérer la croissance et la fonder sur l'équité ; (ii) assurer l'accès des pauvres aux services sociaux de base ; (iii) élargir les opportunités d'emploi et d'activités génératrices de revenus pour les pauvres ; (iv) promouvoir une bonne gouvernance⁵. A cet égard, des informations plus complètes concernant la dynamique et les causes du phénomène sont indispensables pour éclairer les politiques et les programmes édictés. Dans ce contexte, l'essor des ménages monoparentaux dirigés par des femmes veuves, divorcées ou célibataires avec ou sans enfants, souvent en situation de précarité au plan des ressources et sur le marché du travail a été interprété à tort ou à raison comme un vecteur probable de la paupérisation. Par exemple, dans "International Labour Organisation (ILO) (1996)", des observations récentes indiquent que les ménages dirigés par les femmes sont plus pauvres que les ménages dirigés par les hommes.

Dès lors, que revêt *l'hypothèse d'une féminisation de la pauvreté au Burkina ?*. L'augmentation des ménages gérés par des femmes a-t-elle constitué un frein ou un facteur aggravant la pauvreté au Burkina ? La présente recherche vise à vérifier cette hypothèse dans le contexte spécifique du Burkina Faso. Les analyses s'appuieront principalement sur les informations inhérentes aux enquêtes sur les conditions de vie des ménages⁶, réalisées par l'Institut National de la Statistique et de la Démographie (INSD), en collaboration avec la Banque Mondiale.

Dans une première partie nous présenterons le cadre d'analyse théorique de la pauvreté. Dans la deuxième partie, nous essayerons de saisir la corrélation entre le genre et pauvreté.

¹ Banque Mondiale (2002).

² Les hésitations et les négligences de la colonisation, l'instabilité politique au début des années 1960 et 1980.

³ Pays enclavé, précarité des ressources et leur dégradation.

⁴ En 1990, la dette publique extérieure et le déficit du compte courant s'élevaient respectivement à 25,7% et 9,9% du produit intérieur brut.

⁵ Ministère de l'Économie et des Finances (2000).

⁶ Ces enquêtes réalisées en 1994, en 1998 et en 2003 concerne environ 8500 ménages répartis sur l'ensemble du territoire burkinabè.

I. CONCEPTS ET IDENTIFICATION DU BIEN-ÊTRE

L'analyse de la pauvreté recouvre deux dimensions essentielles. D'une part, elle suggère que l'on identifie le bien-être des individus ou des ménages⁷ afin de déterminer qui est pauvre. Comme le soulignent plusieurs travaux, la mesure de la pauvreté va de paire avec la mesure du bien-être. D'autre part, l'analyse se rapporte à la façon d'appréhender et d'évaluer l'importance relative de la pauvreté au sein d'une population donnée. La présente recherche s'appuie sur les lignes (ou seuils) de pauvreté de 41 099 F.CFA et 72 690 F.CFA respectivement pour 1994 et 1998 élaborées par l'INSD. Ces lignes de pauvreté ont été estimées selon la méthode du coût des besoins de base⁸. Par ailleurs, l'identification du bien-être des ménages requiert que l'on ait recours à des outils d'analyse permettant d'effectuer des ajustements liés à leur taille et à leur composition. Dans un premier temps, nous exposerons le cadre d'analyse de la pauvreté. Dans un deuxième temps, nous soulignerons l'influence des choix méthodologiques sur la relation entre la pauvreté des ménages et le genre.

I.1. Le modèle unitaire : fondements et limites

L'approche économique habituelle du bien-être est fondée sur une fonction d'utilité, définie par rapport à des consommations de biens et services, et susceptible de reproduire les préférences des individus pour des ensembles alternatifs de consommations. L'utilité n'étant pas observable, il importe de trouver une contre-partie qui puisse être réellement appréhendée⁹. Dans ce contexte, la littérature courante stipule qu'il existe des fondements théoriques pour considérer que les dépenses constituent une bonne approximation du bien-être. En effet, la fonction de dépenses du consommateur, notée $E=E(P, K, U)$, représente le coût minimum pour un ménage ayant des caractéristiques K d'atteindre un niveau d'utilité U , compte tenu d'un vecteur de prix P . Ainsi l'approche utilitariste considère que la dépense totale de consommation du ménage, normalisée de manière à éliminer, d'une part, les différences entre les prix que doivent acquitter les ménages et les différences de taille et de composition de ces derniers, d'autre part, est un bon indicateur de la distribution du niveau de vie. Au niveau de la théorie microéconomique, le recours au ménage pour analyser la pauvreté dans une société donnée repose sur le concept de la *fonction de bien-être sociale*. Cette dernière permet d'agrèger l'utilité de différents consommateurs au sein d'une entité sociale bien définie. Elle implique, de ce fait, que l'on puisse additionner les préférences individuelles pour obtenir des "préférences sociales".

⁷ Définition du concept de *ménage* : "unité socio-économique de base au sein de laquelle les différents membres apparentés ou non, vivent ensemble dans la même maison ou concession, mettent leurs ressources en commun et satisfont à l'essentiel de leurs besoins vitaux sous l'autorité d'une seule et même personne appelée *chef de ménage*". (définition inspirée de *Chant, 1997 : p. 27*)

⁸ Dans les pays en voie de développement, la méthode du coût des besoins de base est généralement utilisée pour déterminer un niveau de vie de référence appelé seuil de pauvreté. Par exemple en 1994, la procédure utilisée au Burkina a été la suivante : les besoins journaliers d'adulte ont été estimés à 2 283 calories. Cette norme, convertie en quantités de nutriments, notamment le sorgho et le mil, a ensuite été valorisée aux prix d'octobre 1994, y compris le différentiel régional des prix. Pour 1998, la méthode utilisée a été identique, le seuil de pauvreté étant révisé sur la base d'un panier de biens plus diversifié et de la variation des prix.

⁹ Par exemple, supposons un ménage identifié par un vecteur de caractéristiques K et un vecteur de quantités de biens Q , et admettons que ses préférences par rapport à tous les ensembles de consommations accessibles soient représentées par la fonction d'utilité $U=U(Q, K)$.

1.1.1 Fondements du modèle unitaire

Le point de départ de l'agrégation des préférences individuelles est que les ménages¹⁰ offrent la vision d'un modèle familial unitaire, au sein duquel le processus de décision est basé sur la coopération et le consensus. En effet, le modèle unitaire suggère qu'il existe un consensus entre les individus d'un même ménage quant au meilleur moyen de combiner leur temps, leur production et leur consommation, afin de maximiser leur bien-être commun.

Au plan théorique, cette approche de la "préférence commune" du comportement du ménage se trouve dans différents types de modèles, tels, le modèle du consensus d'opinion de Samuelson (1956) et le modèle altruiste de Becker (1974, 1981)¹¹. Dans son modèle du consensus, Samuelson rationalise le comportement familial sous la forme de la maximisation d'une fonction commune de bien-être social. Selon lui, les membres du ménage, d'un commun accord, conviennent de maximiser une fonction commune de bien-être de leurs utilités individuelles distinctes, sous une contrainte budgétaire conjointe qui rassemble l'ensemble des revenus des membres du ménage. Dès lors, le ménage agit comme un décideur unique, avec une contrainte de budget commun unique et une fonction d'utilité représentative de la consommation et du loisir de tous les membres. Dans cette perspective, l'allocation optimale de la famille résulte de la maximisation sous la contrainte budgétaire familiale d'une fonction commune (familiale) de bien-être sociale W qui est elle-même une fonction composée de fonctions d'utilité individuelles U^i . Le programme de maximisation peut donc s'écrire :

$$\text{Max } W = W[U_1(X_1^1, \dots, X_m^1), \dots, U_n(X_1^n, \dots, X_m^n)]$$

$$\text{S/C } \sum_{j=1}^m p_j X_j = R \text{ où } R = \sum_{i=1}^n R_i, \text{ n le nombre de membres dans la famille et m les biens consommés.}$$

Toutefois, Samuelson ne montre pas comment la famille parvient au consensus sur la fonction commune de bien-être. En réponse aux limites du modèle de Samuelson (sur la manière dont le consensus est réalisé), Becker (1974, 1981) à travers un modèle altruiste montre que l'on peut comprendre le fonctionnement de l'unité familiale en postulant qu'une seule personne, le chef de famille, se comporte de façon altruiste. Le chef de famille se soucie du bien-être des autres membres de la famille : il est bienfaiteur, altruiste bienveillant. La répartition qui en résulte est, dès lors, celle qui maximise la fonction d'utilité du parent altruiste sous la contrainte des ressources de l'ensemble de la famille. Néanmoins, le modèle de Becker repose sur des hypothèses restrictives, par exemple, le parent donateur n'interrompt jamais ses transferts.

Ainsi, le modèle de préférence commune basée sur l'hypothèse forte selon laquelle il existe un accord entre les individus quant au meilleur moyen de combiner leurs ressources en vue de maximiser un indice commun de bien-être a fait l'objet de nombreuses critiques.

¹⁰ Par ailleurs, en pratique, plusieurs raisons permettent de justifier le choix du ménage comme référentiel d'analyse de la pauvreté. Premièrement, un regard sur l'organisation sociale nous fait observer que, très souvent, la pauvreté monétaire sévit au niveau global du ménage plutôt qu'à des niveaux individuels au sein d'un même ménage. Deuxièmement, les enquêtes auprès des ménages sont la principale source au Burkina pour comparer la pauvreté dans une société donnée. En effet, elles peuvent fournir des informations sur la distribution du niveau de vie dans une société, ainsi que sur le nombre de ménages et donc d'individus. A cet égard, l'enquête la plus couramment réalisée au Burkina pour analyser la pauvreté est une enquête transversale à passage unique auprès d'un échantillon représentatif à l'échelle nationale, qui prend le ménage comme unité d'observation et recouvre des données sur la consommation ou le revenu.

¹¹ Il y a également le modèle de Sen (1983).

1.1.2 Les insuffisances du modèle unitaire

Sur le plan théorique, les fondements du modèle unitaire ne sont pas adaptés pour les situations où certains membres exercent un contrôle différencié des revenus au sein du ménage. En particulier, les analyses du mariage et du divorce, privilégiant la comparaison des utilités des agents économiques, par opposition à une fonction de bien-être globale, constituent la base de la plupart des critiques formulées à l'encontre du modèle unitaire. Les modèles de négociation¹² issus de ce cadre théorique, comme alternatives aux modèles de la préférence commune, visent à assouplir l'hypothèse de la mise en commun des revenus et à faire admettre comme une procédure normale le fait que deux ou plusieurs agents ayant des préférences distinctes puissent participer à la détermination de la consommation de la famille. Dans les modèles de négociation, il est stipulé que plus le revenu des femmes augmente par rapport à celui des hommes plus elles acquièrent de l'influence sur les dépenses du ménage. En fait, elles gagnent "le droit" d'imposer leurs préférences. Autrement dit, l'altruisme n'est pas la clé de la participation au revenu du ménage mais plutôt la quête du pouvoir, à travers le contrôle des préférences du ménage. Toutefois, si les modèles de négociation apportent un élément de compréhension à la mise en commun des ressources au sein du ménage, ils restent, encore insuffisants pour rejeter le modèle unitaire. En particulier, ils se heurtent à des difficultés de formalisation dans la pratique. Par exemple, dans la plupart des sociétés des pays en voie de développement, les femmes sont le plus souvent écartées des décisions (notamment économiques) au sein de la famille. Ce qui limite alors leur pouvoir de négociation au sein du ménage.

En somme, la complexité pratique de formalisation des modèles de négociations, l'inadéquation des données d'enquêtes recueillies par rapport à ces schémas d'analyse, de même que la diversité des normes de socialisation et leurs inférences sur l'organisation des ménages, sont autant de facteurs qui tendent à privilégier l'approche de la préférence commune comme le cadre théorique classique d'analyse du comportement du ménage. Cette approche est beaucoup plus simple et constitue l'approche la mieux développée dans la littérature¹³.

1.2. Pauvreté, genre et dimension des ménages

Le sens fréquemment attaché à l'hypothèse de la féminisation de la pauvreté se résume sous deux angles (Chant (2003), Wright (1992)) :

- Une prédominance des femmes parmi les pauvres
- L'identification d'une tendance dans laquelle la représentation disproportionnée des femmes parmi les pauvres augmente progressivement.

1.2.1 Pauvreté et genre : quels résultats dans la littérature ?

La littérature sur le genre et la pauvreté met en évidence deux types de résultats. D'un côté, certaines études montrent une représentation élevée des ménages dirigés par des femmes parmi les ménages les plus pauvres. Ces études insistent sur la vulnérabilité et la tendance de ces femmes à subir de façon dramatique la pauvreté (Moghadam, 1997, Gammage 1996). De ce fait, leur existence a été envisagée comme un facteur exacerbant.

¹² La terminologie "modèles collectifs" est également utilisée.

¹³ Cependant, on observe une implantation croissante des modèles de négociation en matière d'étude des comportements des ménages dans la littérature économique, afin de saisir la complexité de l'allocation intra-ménage.

Cependant, d'autres auteurs expriment une position beaucoup plus nuancée à la thèse de la féminisation de la pauvreté. Les sources quantitatives même à une large échelle ne parviennent pas à montrer que les ménages dirigés par des femmes constituent un pourcentage élevé des ménages pauvres. De plus, ces auteurs indiquent que les niveaux de pauvreté dans les différents pays n'influencent pas de façon notable la proportion de ménages dirigés par des femmes. Menjivar et Trejos (1992) remarquent à ce titre que si 40% des ménages sont pauvres au Panama, avec 23% d'extrêmes pauvres, il n'y a que 20,2% de ces ménages qui sont dirigés par des femmes.

Par ailleurs, en utilisant des données micro-économiques, certains auteurs montrent que les femmes chefs de ménage ne sont pas un phénomène spécifique de la pauvreté, et même qu'il est probable que les ménages qu'elles dirigent soient tout aussi situés dans les populations à revenus moyens ou supérieurs. A titre d'exemple, Willis (1994) a montré que 43% des ménages dirigés par des femmes à Oaxaca City (Mexique) appartenaient à la classe des revenus intermédiaires contre seulement 29% dans la catégorie des faibles revenus.

En définitive les critiques sur la thèse de la féminisation de la pauvreté laissent croire que les changements démographiques tels que l'augmentation des ménages monoparentaux dirigés par des femmes veuves, divorcées ou célibataires avec ou sans enfants, souvent en situation de précarité aux plans des ressources sont le résultat de l'accroissement de la pauvreté chez les femmes (Wright 1992, Payne 1991).

1.2.2 Pauvreté et dimension des ménages

Les études sur la pauvreté s'intéressent de plus en plus à la question de dimension¹⁴ des ménages. En effet, la consommation *per capita* comme indicateur de bien-être comporte quelques lacunes. En particulier, elle fournit un classement biaisé des niveaux de vie de différents ménages ou des membres d'un même ménage. Cela est dû au fait que pour atteindre un même niveau de vie, la consommation des enfants sera différente de celle des adultes.

Ainsi dans la mesure où les ménages diffèrent non seulement par leur taille, mais aussi par leur composition, il importe de tenir compte des économies d'échelle en termes de consommation. A cet égard, il y a une "échelle" est souvent utilisée pour déterminer la consommation par équivalent adulte, afin de prendre en compte le moindre coût des enfants relativement aux adultes, et la non-proportionnalité des coûts supportés par le ménage lorsqu'il augmente de taille¹⁵.

Il est à remarquer que la prise en compte des échelles d'équivalence modifie quelque peu les profils de pauvreté. Qu'en est-il du cas du Burkina Faso ?

¹⁴ En parlant de la taille des ménages.

¹⁵ Il est souvent admis que les ménages les plus nombreux ont tendance à être pauvres. En utilisant des données du Pakistan, Lanjouw et Ravallion (1995) montrent que cette assertion n'est pas vraie.

II. PAUVRETE ET GENRE : CAS DU BURKINA FASO

Les développements qui suivent s'appuient sur les données d'enquêtes sur les conditions de vie des ménages réalisées en 1994 et en 1998¹⁶ par l'Institut National de la Statistique et de la Démographie du Burkina Faso. Il s'agit des enquêtes nationales effectuées auprès de 8500 ménages environ, ayant pour base de sondage, le sondage stratifié à deux degrés. Les informations utilisées proviennent uniquement du questionnaire relatif aux ménages. Ce dernier contient les informations suivantes : renseignement sur le chef de ménage, composition démographique du ménage, santé, éducation, emploi, logement et confort, bétail et exploitation agricole, entreprises et activités non agricoles, accès aux services de base, dépenses, revenus et avoirs du ménage.

II.1 Courbe d'Engel et échelles d'équivalence

En utilisant les données de 1994, des consultants de la Banque Mondiale ont procédé en 1997 à l'estimation d'une échelle d'équivalence des ménages pour le Burkina, afin de prendre en considération le moindre coût relatif des enfants et la présence éventuelle d'économies d'échelle. Formellement, l'échelle d'équivalence EQ est exprimée par l'équation suivante :

$EQ = (A + \gamma_{0-4} E + \gamma_{5-9} E + \gamma_{10-14} E)^\theta$ avec $0 \leq \theta \leq 1$ et $0 \leq \gamma \leq 1$ quel que soit la classe d'âge. A et E représentent respectivement le nombre d'adultes et le nombre d'enfants dans le ménage, γ_{0-4} , γ_{5-9} et γ_{10-14} sont les coefficients d'équivalence entre les adultes et les enfants, respectivement 0-4 ans, 5-10 ans et 10-14 ans. θ indique le facteur d'économies d'échelle¹⁷. Ainsi, $(A + \gamma_{0-4} E + \gamma_{5-9} E + \gamma_{10-14} E)$ reflète la taille du ménage en équivalents adultes, tandis que le facteur θ convertit ces équivalents adultes en terme d'utilisation effective des ressources du ménage.

La méthode d'Engel est basée sur l'hypothèse selon laquelle, la part du budget allouée à l'alimentation décroît quand le revenu ou les dépenses totales du ménage augmentent. Formellement, les consultants utilisent la spécification de Lanjouw et Ravallion (1995) et estiment l'équation suivante par moindres carrés ordinaires :

$$W_i = \alpha + \beta \ln(X_i/n_i) + (1-\theta)\beta \ln(n_i) + \sum_{j=1}^{J-1} \gamma_j \eta_{ji} + \text{autres variables} + \varepsilon_i$$

Dans cette équation, W_i représente la part des dépenses alimentaires dans le budget pour le ménage i , X_i la dépense totale du ménage i ¹⁸, n_i la taille du ménage i , θ le facteur d'économies d'échelle, η_{ji} la proportion de personnes dans le ménage i appartenant à la catégorie j . Cette spécification permet une estimation directe de θ : $\theta = 1 - \lambda/\beta$ où λ est la valeur estimée de $(1-\theta)\beta$.

Les résultats de cette estimation donnent que $\theta = 0,53$ ¹⁹ et seul γ_{0-4} est significatif et égal à 0,6.

¹⁶ La base de données de 2003 n'a pu être utilisée, faute de disponibilité des données.

¹⁷ Lanjouw et Ravallion (1995) utilise l'expression "élasticité taille" pour θ en montrant que $\theta = d \ln(X)/d \ln(n)$.

¹⁸ La dépense totale est déflatée par un indice spatial et un indice de prix temporel.

¹⁹ Lanjouw et Ravallion (1995) trouve une estimation du paramètre $\theta = 0,59$ pour le Pakistan.

De ce fait, au Burkina Faso, l'échelle d'équivalence EQ s'écrit :

$EQ = (A + \gamma_{0-4} E + E_{5-9} + E_{10-14})^{0,53} = EQ = (A + \gamma_{0-4} E + E_{5-14})^{0,53}$. Le calcul d'une échelle d'équivalence s'avère important dans l'analyse de la pauvreté, du fait qu'elle permet de prendre en compte la composition démographique des ménages et les économies d'échelle qu'ils sont susceptibles de réaliser selon leur taille.

Par la suite, nous utiliserons ces résultats dans les tableaux présentant les indices de pauvreté, que sont les indices P_α développés par Foster, Greer et Thorbecke (FGT, 1984). La mesure de la pauvreté s'est appuyée sur ces indices et ceci en s'inspirant de l'approche utilisée par Wright (1992).

II.2 Indices de pauvreté et comparaison

La structure générique des indices FGT est la suivante :

$P_\alpha = (1/n) \sum_{i=1}^q (1 - y_i/z)^\alpha$ où n est la taille de la population, y la mesure du bien-être pour

l'individu i^{20} , q est le nombre d'individus dont $y < z$, α reflète le degré d'aversion pour la pauvreté et z le seuil absolu de pauvreté, c'est-à-dire le niveau minimum de dépense en dessous duquel un individu est considéré comme pauvre. Pour $\alpha = 0, 1, 2$, on a respectivement l'incidence de la pauvreté, l'intensité de la pauvreté et l'inégalité de la pauvreté²¹. L'incidence de la pauvreté est simplement le taux de pauvreté. Elle a été estimée à 44,5% en 1994 et 45,3% en 1998. L'intensité et l'inégalité de la pauvreté incorporent le gap qui sépare le "pauvre moyen" du seuil de pauvreté.

Les indices P_α sont décomposables, c'est-à-dire que pour une population répartie en m sous-groupes exclusifs et exhaustifs, il est possible de calculer pour chaque sous-groupe k ($k=1, \dots, m$) les $P_{\alpha,k}$. En effet, pour tout groupe k donné, on a que :

$P_{\alpha,k} = (1/n) \sum_{i=1}^{qk} (1 - y_{i,k}/z)^\alpha$. De même ils sont additifs, du fait que $P_\alpha = \sum_{k=1}^m x_k P_{\alpha,k}$ avec x_k la

proportion de la sous-population k . Par suite la contribution de chaque sous-groupe (C_k) peut s'obtenir en écrivant :

$C_k = \frac{x_k P_{\alpha,k}}{P_\alpha}$. La contribution est utile pour identifier l'affectation différenciée de chaque

sous-groupe par la pauvreté.

Les tableaux²² qui suivent présentent les indices de pauvreté, de même que les contributions y afférentes pour différents sous-groupes de populations définis à partir du statut d'occupation et du sexe du chef de ménage.

²⁰ Le niveau de bien-être est appréhendé par la dépense totale des ménages *per capita*

²¹ D'autres appellations sont également utilisées à savoir : l'incidence, la profondeur et la sévérité.

²² Ces tableaux ont été conçus à l'aide de programmes écrits dans le logiciel SPSS.

Tableau 1 : Mesures de la pauvreté en terme de ménages selon le statut et le sexe du chef de ménage – 10 ans et plus – Burkina Faso 1994 (sans échelle d'équivalence)

| Statut du chef de ménage | Incidence ($\alpha=0$) | | Intensité ($\alpha=1$) | | Inégalité ($\alpha=2$) | | Total |
|--------------------------|--------------------------|--------------|--------------------------|--------------|--------------------------|--------------|-------------|
| | Valeur P ₀ | Contribution | Valeur P ₁ | Contribution | Valeur P ₂ | Contribution | |
| Homme | | | | | | | |
| Salarié protégé | 1,0 | 0,2 | 0,2 | 0,1 | 0,0 | 0,1 | 484 |
| Salarié non protégé | 4,7 | 0,5 | 1,6 | 0,6 | 0,7 | 0,6 | 292 |
| Indépendant | 6,5 | 1,3 | 01,5 | 1,1 | 0,6 | 1,0 | 573 |
| Agriculteur de rente | 40,5 | 10,6 | 11,2 | 9,9 | 4,5 | 9,5 | 728 |
| Agriculteur vivrier | 43,3 | 80,7 | 12,8 | 80,8 | 5,3 | 80,3 | 5194 |
| Autre actif | 8,7 | 0,2 | 2,0 | 0,2 | 1,0 | 0,2 | 65 |
| Chômeur | 9,5 | 0,1 | 2,7 | 0,1 | 1,1 | 0,1 | 42 |
| Inactif | 39,1 | 6,7 | 13,4 | 7,4 | 6,2 | 8,2 | 454 |
| Ensemble | 35,6 | 100,0 | 10,6 | 100,0 | 4,4 | 100,0 | 7832 |
| Femme | | | | | | | |
| Salarié protégé | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 35 |
| Salarié non protégé | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 26 |
| Indépendant | 19,9 | 18,5 | 6,1 | 18,7 | 2,8 | 20,1 | 174 |
| Agriculteur de rente | 10,1 | 0,3 | 2,2 | 0,2 | 0,5 | 0,1 | 6 |
| Agriculteur vivrier | 30,4 | 56,5 | 8,4 | 51,9 | 3,3 | 48,0 | 349 |
| Autre actif | 28,6 | 05,5 | 11,2 | 7,1 | 5,1 | 7,6 | 36 |
| Chômeur | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 2 |
| Inactif | 24,6 | 19,2 | 8,5 | 22,0 | 4,0 | 24,2 | 147 |
| Ensemble | 24,2 | 100,0 | 7,3 | 100,0 | 3,1 | 100,0 | 776 |

Ligne de pauvreté – Z = 41 099 F.Cfa par tête et par an.. Toutes les mesures FGT ont été multipliées par 100.

Source : A partir des bases de données de l'enquête prioritaire de 1994.

Tableau 2 : Mesures de la pauvreté en terme de ménages selon le statut et le sexe du chef de ménage – 10 ans et plus – Burkina Faso 1998 (sans échelle d'équivalence)

| Statut du chef de ménage | Incidence ($\alpha=0$) | | Intensité ($\alpha=1$) | | Inégalité ($\alpha=2$) | | Total |
|--------------------------|--------------------------|--------------|--------------------------|--------------|--------------------------|--------------|-------------|
| | Valeur P ₀ | Contribution | Valeur P ₁ | Contribution | Valeur P ₂ | Contribution | |
| Homme | | | | | | | |
| Salarié protégé | 1,4 | 0,2 | 0,3 | 0,2 | 0,1 | 0,1 | 482 |
| Salarié non protégé | 8,0 | 1,1 | 1,5 | 0,7 | 0,5 | 0,6 | 377 |
| Indépendant | 8,8 | 1,7 | 1,9 | 1,3 | 0,6 | 1,0 | 551 |
| Agriculteur de rente | 36,3 | 13,7 | 10,4 | 13,4 | 4,3 | 13,3 | 1046 |
| Agriculteur vivrier | 45,0 | 79,3 | 13,4 | 80,4 | 5,7 | 80,8 | 4888 |
| Autre actif | 16,8 | 0,3 | 04,2 | 0,3 | 1,5 | 0,2 | 56 |
| Chômeur | 24,7 | 0,8 | 6,9 | 0,8 | 2,6 | 0,7 | 89 |
| Inactif | 32,3 | 2,9 | 9,6 | 2,9 | 4,5 | 3,2 | 246 |
| Ensemble | 35,9 | 100,0 | 10,5 | 100,0 | 4,4 | 100,0 | 7733 |
| Femme | | | | | | | |
| Salarié protégé | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 41 |
| Salarié non protégé | 5,6 | 1,1 | 1,3 | 1,0 | 0,5 | 1,0 | 30 |
| Indépendant | 9,6 | 9,3 | 2,1 | 7,4 | 0,9 | 7,9 | 143 |
| Agriculteur de rente | 10,1 | 0,3 | 2,2 | 0,2 | 0,5 | 0,1 | 6 |
| Agriculteur vivrier | 27,1 | 73,3 | 7,6 | 74,5 | 3,0 | 75,1 | 400 |
| Autre actif | 6,3 | 0,7 | 0,9 | 0,4 | 0,1 | 0,1 | 17 |
| Chômeur | 17,4 | 2,4 | 7,4 | 03,7 | 03,2 | 4,0 | 21 |
| Inactif | 18,4 | 11,0 | 4,4 | 09,6 | 1,4 | 7,7 | 88 |
| Ensemble | 19,8 | 100,0 | 5,5 | 100,0 | 2,2 | 100,0 | 745 |

Ligne de pauvreté – Z = 72 690 F.Cfa par tête et par an.. Toutes les mesures FGT ont été multipliées par 100.

Source : A partir des bases de données de l'enquête prioritaire de 1998

En 1994, le ratio de pauvreté des ménages gérés par une femme était de 24,2%, contre 35,6% pour les hommes. En 1998, les disparités se sont accentuées puisque les proportions sont, respectivement de 19,8% et 35,9%. Les autres mesures de la pauvreté s'inscrivent dans le cadre de ces tendances. On remarquera d'ailleurs que cette évolution induit une baisse de la pauvreté des ménages féminins, alors que l'inverse prévaut pour les ménages masculins. Notons également qu'en 1998, c'est surtout dans l'Ouest, le Sahel et le Centre-Nord, que l'avantage des ménages féminins apparaît en termes de réduction de la pauvreté. Pour les trois régions considérées, l'incidence de la pauvreté des ménages féminins a été divisée par deux – Sahel, Centre-Nord – ou par quatre – Ouest. C'est d'ailleurs dans les régions de l'Ouest et du Sahel que la pauvreté globale a stagné ou décliné. Pourtant, dans deux régions sur dix – Centre et Centre-Est –, la pauvreté des ménages féminins a augmenté.

En deuxième lieu, cette vision doit être relativisée pour plusieurs raisons. Premièrement, les tableaux 1 et 2 montrent que pour certains statuts d'occupation, la pauvreté des ménages gérés par une femme est plus importante. C'est le cas des ménages ayant à leur tête une femme travailleuse indépendante – 19,2%, ou probablement occupée dans l'agriculture de rente²³. Ce constat était attendu du fait que beaucoup de femmes sont engagées dans des activités marginales à propre compte. D'ailleurs pour ce statut d'occupation, l'écart de pauvreté est plus élevé dans les ménages féminins que dans leurs homologues masculins. Deuxièmement, dans les deux grandes villes (Ouagadougou et Bobo-Dioulasso) où sont localisés près du quart des ménages féminins, les mesures de pauvreté sont tout à fait comparables pour les deux groupes, notamment en ce qui concerne l'incidence de la pauvreté – 8,6%. L'ampleur du chômage marginal féminin à Ouagadougou et Bobo-Dioulasso – 23,2%, la faiblesse du taux d'offre de travail féminin – 35,2% et l'importance du ratio d'emploi masculin - 65,4% expliquent en grande partie, le fait que les ménages urbains gérés par une femme n'aient pas un meilleur niveau de vie que ceux qui ont un homme à leur tête. Troisièmement, la prise en considération d'une échelle d'équivalence modifie considérablement la situation relative des ménages féminins. A cet égard, examinons les tableaux 3 et 4.

²³ Toutefois, dans cette situation, le nombre de cas est trop réduit pour pouvoir se prononcer.

Tableau 3 : Mesures de la pauvreté en terme de ménages selon le statut et le sexe du chef de ménage – 10 ans et plus – Burkina Faso 1994 (avec échelle d'équivalence EQ)

| Statut du chef de ménage | Incidence ($\alpha=0$) | | Intensité ($\alpha=1$) | | Inégalité ($\alpha=2$) | | Total |
|--------------------------|--------------------------|--------------|--------------------------|--------------|--------------------------|--------------|-------------|
| | Valeur P ₀ | Contribution | Valeur P ₁ | Contribution | Valeur P ₂ | Contribution | |
| Homme | | | | | | | |
| Salarié protégé | 0,3 | 0,1 | 0,1 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 484 |
| Salarié non protégé | 7,0 | 0,7 | 1,9 | 0,7 | 0,9 | 0,7 | 292 |
| Indépendant | 11,5 | 2,2 | 2,8 | 1,9 | 1,1 | 1,7 | 573 |
| Agriculteur de rente | 38,7 | 9,5 | 10,4 | 8,8 | 3,9 | 8,0 | 728 |
| Agriculteur vivrier | 46,0 | 80,6 | 13,3 | 80,5 | 5,4 | 80,3 | 5194 |
| Autre actif | 17,7 | 0,4 | 4,8 | 0,4 | 1,8 | 0,3 | 65 |
| Chômeur | 17,2 | 0,2 | 3,9 | 0,2 | 1,6 | 0,2 | 42 |
| Inactif | 41,1 | 6,3 | 14,4 | 7,6 | 6,7 | 8,7 | 454 |
| Ensemble | 37,8 | 100,0 | 11,0 | 100,0 | 4,5 | 100,0 | 7832 |
| Femme | | | | | | | |
| Salarié protégé | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 35 |
| Salarié non protégé | 2,0 | 0,1 | 0,3 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 26 |
| Indépendant | 24,5 | 11,3 | 11,4 | 13,5 | 6,3 | 1,8 | 174 |
| Agriculteur de rente | 39,4 | 0,6 | 12,2 | 0,5 | 5,9 | 0,5 | 6 |
| Agriculteur vivrier | 72,8 | 67,1 | 26,3 | 62,2 | 12,3 | 57,8 | 349 |
| Autre actif | 54,0 | 5,1 | 21,7 | 5,3 | 10,4 | 5,0 | 36 |
| Chômeur | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 2 |
| Inactif | 40,8 | 15,8 | 18,6 | 18,5 | 11,1 | 21,9 | 147 |
| Ensemble | 48,9 | 100,0 | 19,1 | 100,0 | 9,6 | 100,0 | 776 |

Ligne de pauvreté – Z = 41 099 F.Cfa par tête et par an. EQ = (A + 0,6E₀₋₄ + E₅₋₁₄)⁰

Toutes les mesures FGT ont été multipliées par 100.

Source : A partir des bases de données de l'enquête prioritaire de 1994

Tableau 4 : Mesures de la pauvreté en terme de ménages selon le statut et le sexe du chef de ménage – 10 ans et plus – Burkina Faso 1998 (avec échelle d'équivalence EQ)

| Statut du chef de ménage | Incidence ($\alpha=0$) | | Intensité ($\alpha=1$) | | Inégalité ($\alpha=2$) | | Total |
|--------------------------|--------------------------|--------------|--------------------------|--------------|--------------------------|--------------|-------------|
| | Valeur P ₀ | Contribution | Valeur P ₁ | Contribution | Valeur P ₂ | Contribution | |
| Homme | | | | | | | |
| Salarié protégé | 2,0 | 0,3 | 0,5 | 0,3 | 0,2 | 0,2 | 482 |
| Salarié non protégé | 16,7 | 1,9 | 3,5 | 1,5 | 1,1 | 1,1 | 377 |
| Indépendant | 14,8 | 2,4 | 3,4 | 2,1 | 1,2 | 1,8 | 551 |
| Agriculteur de rente | 40,0 | 12,5 | 9,6 | 11,5 | 3,6 | 10,8 | 1046 |
| Agriculteur vivrier | 53,7 | 78,7 | 14,4 | 80,4 | 5,8 | 81,4 | 4888 |
| Autre actif | 23,7 | 0,4 | 5,7 | 0,4 | 2,1 | 0,3 | 56 |
| Chômeur | 28,3 | 0,8 | 8,5 | 0,9 | 3,5 | 0,9 | 89 |
| Inactif | 40,6 | 3,0 | 10,9 | 3,1 | 4,8 | 3,4 | 246 |
| Ensemble | 43,1 | 100,0 | 11,3 | 100,0 | 4,5 | 100,0 | 7733 |
| Femme | | | | | | | |
| Salarié protégé | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 41 |
| Salarié non protégé | 14,2 | 1,4 | 4,9 | 1,5 | 2,5 | 1,7 | 30 |
| Indépendant | 23,5 | 10,7 | 6,5 | 9,2 | 2,8 | 9,0 | 143 |
| Agriculteur de rente | 67,6 | 1,4 | 25,8 | 1,6 | 8,6 | 1,5 | 6 |
| Agriculteur vivrier | 57,4 | 73,1 | 18,7 | 74,1 | 8,3 | 74,1 | 400 |
| Autre actif | 12,4 | 0,7 | 1,4 | 0,2 | 0,2 | 0,1 | 17 |
| Chômeur | 28,7 | 1,9 | 14,1 | 2,9 | 9,0 | 4,1 | 21 |
| Inactif | 38,8 | 10,9 | 12,1 | 10,6 | 4,8 | 9,5 | 88 |
| Ensemble | 42,1 | 100,0 | 13,4 | 100,0 | 4,0 | 1,000 | 745 |

Ligne de pauvreté – Z = 72 690 F.Cfa par tête et par an. EQ = (A + 0,6E₀₋₄ + E₅₋₁₄)⁰

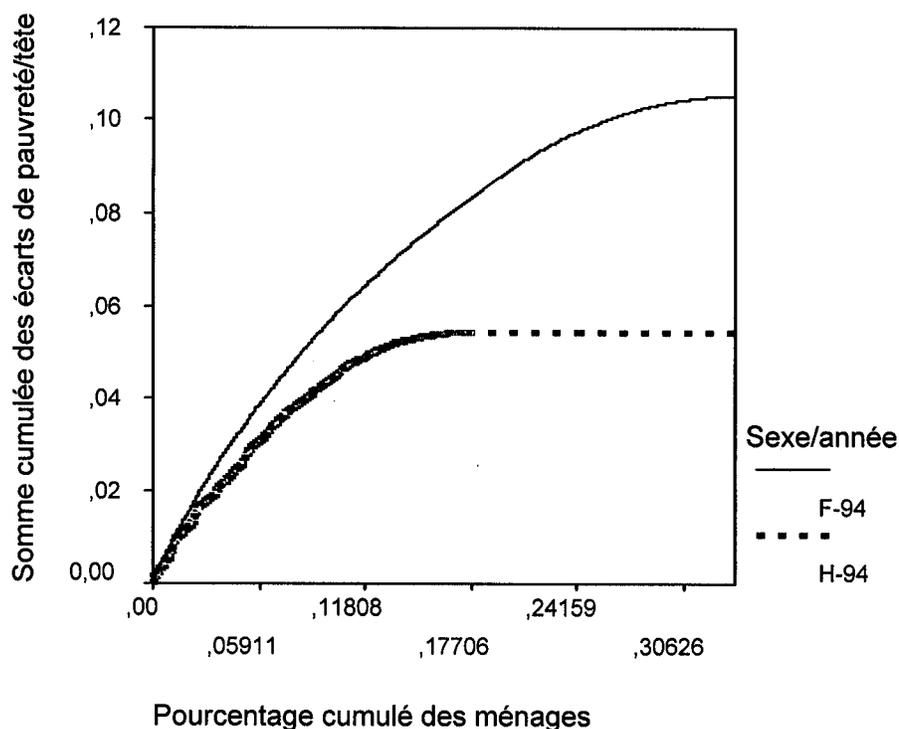
Toutes les mesures FGT ont été multipliées par 100.

Source : A partir des bases de données de l'enquête prioritaire de 1998.

Ces tableaux indiquent que la pauvreté a baissé dans les ménages féminins et a augmenté dans les ménages masculins entre 1994 et 1998. Les mesures de pauvreté sont tout à fait

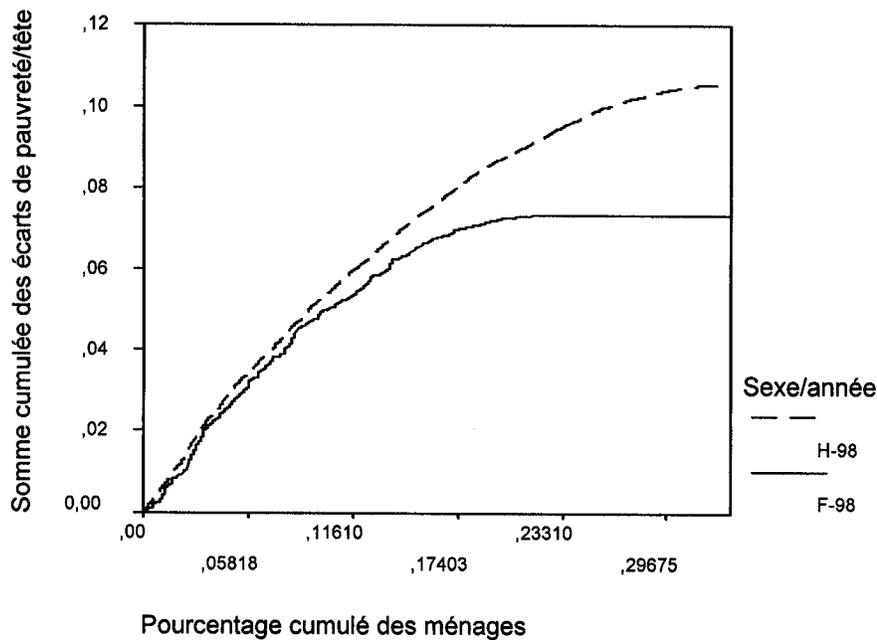
comparables pour les deux groupes. En fait, en 1998, l'incidence de la pauvreté des ménages féminins est de 42,1%, contre 43,1% pour les ménages masculins. Mais les tableaux 3 et 4 permettent d'observer que l'intensité et l'inégalité de la pauvreté semblent plus élevées dans les premiers que dans les seconds. De plus, l'ampleur relative de la pauvreté pour les ménages dont le chef féminin exerce une activité indépendante est impressionnante. En effet, dans ces derniers, toutes les mesures de la pauvreté sont quasiment deux fois plus élevées que pour les ménages dont le chef a une occupation pareille. En outre, on remarque qu'en 1994, l'ordre des pauvretés est inversé : les ménages gérés par les femmes avaient un plus haut degré de privation monétaire (manque de moyens financiers) que les ménages contrôlés par les hommes. De tels résultats appellent une analyse de dominance. La présente étude prend en compte cette question et s'appuie sur l'approche de Jenkins et Lambert, fondée sur les "Three 'I' Poverty" (TIP)²⁴. Cette option présente un intérêt. En effet, les courbes TIP résument les trois dimensions de la pauvreté (incidence, intensité, inégalité) et ceci à travers un graphique affichant sur l'axe des ordonnées, la somme cumulée des écarts de pauvreté par tête et sur l'axe des abscisses, le pourcentage cumulé des individus ou des ménages. Cette représentation permet d'identifier les groupes qui dominent les autres en terme de pauvreté. Les figures suivantes présentent les courbes TIP issues des enquêtes de 1994 et de 1998, pour les hommes et les femmes.

Figure 1 : Courbe TIP de 1994 selon le sexe du chef de ménage



²⁴ Pour plus de détails, voir Jenkins, Lambert (1997 et 1998). Les trois 'I' sont issus des terme : Incidence, Intensité et Inégalité. Dans le présent papier, on perlera de "courbes TIP" pour signifier en français les trois 'I' de la pauvreté.

Figure 2 : Courbe TIP de 1998 selon le sexe du chef de ménage



En examinant ces deux graphiques, on remarque que pour 1994, la courbe TIP des femmes dominait celles des hommes. D'où une pauvreté plus importante pour les groupes gérés par les premières. En 1998, la situation est un peu ambiguë. Le fait que pour cette année, les deux courbes semblent se croiser, ne permet pas de se prononcer sur l'ordre des pauvretés pour tout seuil inférieur ou égal à 72 690 F.Cfa.

II.3 Modélisation économétrique à l'aide d'un modèle Tobit simple

En plus des outils classiques d'analyse de la pauvreté, présentées précédemment pour vérifier l'hypothèse de la féminisation de la pauvreté au Burkina Faso, une analyse économétrique offre une autre façon (assez puissante) d'appréhender la relation entre le genre et la pauvreté. Celle-ci pourra en effet compléter l'analyse statistique.

Dans les études empiriques liées au phénomène de pauvreté, le choix d'un modèle économétrique dépend souvent du type des données d'enquêtes utilisées (coupe transversale, panel, etc.), mais aussi de la nature des informations contenues dans ces enquêtes. C'est ainsi qu'en prenant l'incidence de la pauvreté comme un indice permettant de capter la pauvreté chez les ménages, les ménages non pauvres auront cet indice égal à zéro. A ce sujet, l'incidence de la pauvreté est donc censurée en zéro. Par conséquent, l'estimation économétrique requiert l'utilisation d'un modèle à variable censurée (de type Tobit).

II.3.1 Modèle Tobit

Le modèle de régression censurée a été présenté par Tobin (1958). Sa formulation générale est la suivante :

$$Y_i^* = \beta' X_i + \varepsilon_i \quad i=1, \dots, n$$

où Y^* est une variable latente non observable, X_i un ensemble de caractéristiques et ε_i un terme aléatoire normalement distribué [$\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$]. En outre, le seuil de censure doit être identique pour tous les individus. La variable latente permet de redéfinir la composante de pauvreté considérée Y_i (soit l'incidence de la pauvreté).

$$Y_i = 0 \text{ si } Y_i^* \leq 0$$

$$Y_i = Y_i^* \text{ si } Y_i^* > 0$$

Le modèle est estimé par la méthode du quasi maximum de vraisemblance. L'expression de la fonction log de la vraisemblance est la somme de deux termes, correspondant respectivement aux deux types d'observations : non censurées ($y_i > 0$) et censurées ($y_i = 0$).

$$\ln L = -\frac{1}{2} \sum_{y_i > 0} \left[\ln(2\pi) + \ln \sigma^2 + \frac{(Y_i - \beta' X_i)^2}{\sigma^2} \right] + \sum_{y_i = 0} \ln \left[1 - \Phi \left(\frac{\beta' X_i}{\sigma} \right) \right]$$

Dans la suite, nous considérons le modèle Tobit simple bien qu'il comporte certaines restrictions.

II.3.2 Spécification des variables

La variable dépendante est l'incidence de la pauvreté au niveau individuel (comme une composante de la pauvreté). Les variables explicatives que nous proposons pour l'estimation sont regroupées en cinq catégories : (i) la *localisation géographique* appréhendée par la segmentation en région économique ou le milieu de résidence ; (ii) les *caractéristiques du chef de ménage* telles que le sexe, l'âge, et le statut matrimonial ; (iii) le *niveau de capital humain* en considérant le niveau d'éducation ; (iv) la *composition démographique du ménage* avec la prise en compte de la taille du ménage ; (v) la *situation sur le marché du travail* avec le statut d'occupation ou le groupe socioéconomique. A ces variables, on y ajoute une variable binaire *an* et le croisement de cette variable avec le sexe.

Tableau 5: Coefficients de régression du modèle Tobit¹

| Variabes explicatives | Coefficients | Sdt. error | z | Prob. |
|---|---------------------|-------------------|-----------|--------------|
| Constante | -0.276336 | 0.029821 | -9.266605 | 0.0000 |
| Année de l'enquête² | | | | |
| An | -0.019581 | 0.007568 | -2.587437 | 0.0097 |
| Caractéristiques du CM³ | | | | |
| Femme | 0.029081 | 0.025045 | 1.161153 | 0.1456 |
| Age | 0.001752 | 0.000265 | 6.604417 | 0.0000 |
| Taille du ménage | 0.018037 | 0.000744 | 24.25138 | 0.0000 |
| Marié | -0.006967 | 0.023164 | -0.300757 | 0.7636 |
| Veuf/divorcé/séparé | -0.022553 | 0.030583 | -0.737426 | 0.4609 |
| Localisation du CM⁴ | | | | |
| Urbain | -0.239733 | 0.013351 | 17.95664 | 0.0000 |
| Education du CM⁵ | | | | |
| Primaire | -0.097595 | 0.016856 | -5.790101 | 0.0000 |
| secondaire | -0.336211 | 0.043174 | -7.787273 | 0.0000 |
| Supérieur | -0.337524 | 0.076312 | -4.422940 | 0.0000 |
| Statut marche du travail du CM⁶ | | | | |
| Salarié | -0.286626 | 0.026722 | -10.72611 | 0.0000 |
| Indépendant N.A. | -0.177016 | 0.022669 | -7.808822 | 0.0000 |
| Agriculteur | 0.028618 | 0.016399 | 1.745139 | 0.0810 |
| Terme d'interaction⁷ | | | | |
| Feman | -0.192694 | 0.187120 | -1.029789 | 0.3031 |

(1) La variable dépendante est l'incidence de la pauvreté au niveau individuel ; (2) la variable An est une variable binaire (prend la valeur 1 si 1998 et 0 sinon) ; (3) Base = homme (pour femme) et base = célibataire (pour marié et veuf/divorcé/séparé) ; (4) Base = rural ; (5) Base = aucun ; (6) Base = chômeur et inactif ; (7) feman = femme*an.

Source : A partir des données de 1994 et de 1998

Le tableau 5 présente les résultats des estimations du modèle Tobit. Il apparaît premièrement qu'un certain nombre de déterminants classiques tels que l'âge, la taille du ménage, sont significatifs. De même, la variable de localisation a une influence sur la pauvreté. Le fait de résider dans une zone urbaine, par rapport au milieu rural, diminue significativement le risque d'être pauvre. Ce qui corrobore l'idée selon laquelle la pauvreté est un phénomène essentiellement rural. Deuxièmement, les variables relatives à la situation sur le marché du travail jouent un rôle important. En effet, les chefs de ménage salariés ou indépendants non agricoles agissent en faveur d'une baisse de la pauvreté que les chefs de ménage chômeurs ou inactifs. Autrement dit, le degré d'intégration des ménages sur le marché du travail est négativement lié à la pauvreté. Troisièmement, et conformément à nos attentes, les dotations en capitaux humains sont des déterminants fondamentaux de la pauvreté au regard de la significativité des coefficients relatifs à ces variables et par comparaison aux chefs de ménage qui n'ont aucun niveau

d'instruction. Par contre l'hypothèse de féminisation de la pauvreté ne semble pas être vérifiée par l'estimation économétrique. En fait le résultat attendu est que les coefficients des variables *femme* et *feman* soient tous positifs et significatifs pour permettre de soutenir cette thèse dans le cas du Burkina Faso. Même si le coefficient de la variable *femme* est positif, il n'en reste pas moins qu'il est non significatif. De même le coefficient de la variable *feman* est négatif et non significatif.

CONCLUSION

En somme, la thèse d'une féminisation de la pauvreté paraît difficile à soutenir dans le contexte spécifique du Burkina Faso. Malgré le fait qu'elle fait l'objet de certaines critiques, l'approche utilitariste de la pauvreté prenant en compte les échelles d'équivalence, permet de s'en rendre compte. En effet, la relation entre la pauvreté et le genre est influencée par l'interférence des échelles d'équivalence, en ce sens qu'elles conduisent à des bouleversements notables quant aux indices de pauvreté désagrégés selon le sexe du chef de ménage et selon le statut d'occupation de ce dernier. En fait, la pauvreté affecte indifféremment les ménages dirigés par une femme que ceux ayant à leur tête un homme. En outre l'analyse semble montrer que la situation des ménages gérés par les femmes s'est améliorée entre 1994 et 1998, contrairement à ce qui a prévalu pour les groupes gérés par les hommes. De même, l'estimation économétrique ne permet pas de dire que les ménages dirigés les femmes sont les plus représentés parmi les pauvres par rapport aux ménages dirigés par les hommes.

Néanmoins, une analyse de la pauvreté fondée sur la structure du ménage révèle que les ménages monoparentaux sont les plus vulnérables vis-à-vis de la pauvreté. A ce sujet, étant donné que les ménages monoparentaux sont le plus souvent dirigés par des femmes, la tendance sera de dire que les ménages gérés par des femmes sont les plus pauvres par comparaison aux autres types de ménages. Dans ces conditions, l'effort d'intégration de l'aspect genre dans la lutte contre la pauvreté doit être maintenu, dans la mesure où l'accès à des emplois rémunérés est beaucoup plus difficile pour les femmes que pour les hommes.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

Becker, G., 1981, "*Altruism in the family and selfishness in the market place*", *Economica*, vol. 48, n°189, pp 1-15.

Chant, S., 2003, "*Female household headship and the feminisation of poverty : facts, fictions and forward strategies*" New Working Paper Series ISSN No :1470-8515.

Foster, J.E., Greer, J., Thorbecke, E., 1984, "*A class of decomposable poverty measures*", *Econometrica*, vol. 52, n° 3, pp. 71-76.

Greene, W., H., 1997, "*Econometric Analysis*", Prentice Hall, Fifth Edition, New Jersey.

Institut National de la Statistique et de la Démographie, 1999, "*Analyse des résultats de l'enquête prioritaire sur les conditions de vie des ménages en 1998*" Ministère de l'Économie et des Finances.

—, 2000 "*Profil et évolution de la pauvreté au Burkina Faso*", Ministère de l'Économie et des Finances.

Jenkins, S.P., Lambert, P.J., 1997, "*Three 'I's of poverty curves, with an analysis of U.K poverty trends*", *Oxford Economic Papers* 49, pp. 317-327.

Lanjouw, P., Ravallion, M., 1995, "*Poverty and household size* », *The Economic Journal*, vol. 105, November, pp 1415-1434.

Moghadam, V., 1996, "*The feminization of poverty : notes on a concept and trends*", report prepared for the United Nations Development Programme, Human Development Report, September.

Ravallion, M., 1992, "*Poverty comparisons A guide to concepts and methods*", Living Standards Measurement Study, working paper, n° 88, 123p.

Samuelson, P.A., 1956, "*Social indifference curves*", *Quarterly Journal of Economics*, 70, n° 1, February, pp 1-22.

Wright, R., 1992, "*A feminisation in Great Britain*", *Review of income and wealth*, Series 38, number 1, pp 17-25.

ANNEXES

Tableau A1 : Mesures de la pauvreté en terme de ménages selon la région économique (localisation) et le sexe du chef de ménage – Burkina Faso 1994

| Région économique | Incidence ($\alpha=0$) | | Intensité ($\alpha=1$) | | Inégalité ($\alpha=2$) | | Total |
|-------------------|--------------------------|--------------|--------------------------|--------------|--------------------------|--------------|-------------|
| | Valeur P ₀ | Contribution | Valeur P ₁ | Contribution | Valeur P ₂ | Contribution | |
| Homme | | | | | | | |
| Ouest | 30,7 | 9,4 | 8,7 | 9,0 | 3,5 | 8,6 | 853 |
| Nord-Ouest | 39,4 | 12,4 | 13,3 | 14,2 | 6,0 | 15,4 | 878 |
| Sahel | 41,3 | 7,4 | 14,0 | 8,5 | 6,7 | 9,7 | 498 |
| Est | 50,3 | 9,9 | 16,7 | 11,1 | 7,3 | 11,7 | 551 |
| Sud-Ouest | 35,9 | 5,3 | 9,3 | 4,6 | 3,2 | 3,9 | 408 |
| Centre-Nord | 41,6 | 8,0 | 10,0 | 6,5 | 3,4 | 5,3 | 536 |
| Centre-Ouest | 42,9 | 10,3 | 14,5 | 11,7 | 6,5 | 12,7 | 668 |
| Centre | 41,3 | 14,6 | 9,6 | 11,5 | 3,2 | 9,1 | 985 |
| Nord | 65,6 | 11,9 | 22,9 | 14,0 | 10,7 | 15,8 | 504 |
| Centre-est | 37,8 | 6,8 | 9,8 | 6,0 | 3,7 | 5,4 | 504 |
| Autres villes | 15,3 | 2,0 | 3,8 | 1,7 | 1,4 | 1,4 | 362 |
| Ouagadougou-Bobo | 5,0 | 2,0 | 1,0 | 1,3 | 0,3 | 1,0 | 1087 |
| Ensemble | 35,6 | 100,0 | 10,6 | 100,0 | 4,4 | 100,0 | 7832 |
| Femme | | | | | | | |
| Ouest | 20,0 | 6,2 | 5,5 | 5,7 | 2,1 | 5,0 | 58 |
| Nord-Ouest | 42,8 | 27,4 | 13,3 | 28,5 | 6,0 | 30,2 | 120 |
| Sahel | 47,1 | 8,6 | 18,8 | 11,4 | 9,5 | 13,6 | 34 |
| Est | 40,3 | 6,8 | 9,9 | 5,6 | 3,7 | 4,8 | 32 |
| Sud-Ouest | 43,7 | 6,6 | 18,8 | 9,4 | 9,3 | 11,0 | 28 |
| Centre-Nord | 14,1 | 5,8 | 2,1 | 2,9 | 0,5 | 1,7 | 77 |
| Centre-Ouest | 9,6 | 1,6 | 2,3 | 1,3 | 0,6 | 0,8 | 31 |
| Centre | 27,1 | 15,5 | 7,8 | 15,0 | 3,3 | 14,9 | 108 |
| Nord | 39,9 | 8,2 | 11,7 | 8,0 | 4,4 | 7,0 | 39 |
| Centre-est | 43,7 | 6,2 | 9,9 | 4,6 | 2,8 | 3,1 | 27 |
| Autres villes | 9,6 | 3,5 | 2,9 | 3,5 | 1,3 | 3,6 | 68 |
| Ouagadougou-Bobo | 4,5 | 3,7 | 1,5 | 4,1 | 0,7 | 4,3 | 154 |
| Ensemble | 24,2 | 100,0 | 7,3 | 100,0 | 3,1 | 100,0 | 776 |

Ligne de pauvreté – Z = 41 099 F.Cfa par tête et par an.. Toutes les mesures FGT ont été multipliées par 100.

Source : A partir des bases de données de l'enquête prioritaire de 1994.

Tableau A2 : Mesures de la pauvreté en terme de ménages selon la région économique (localisation) et le sexe du chef de ménage – Burkina Faso 1998

| Région économique | Incidence ($\alpha=0$) | | Intensité ($\alpha=1$) | | Inégalité ($\alpha=2$) | | Total |
|-------------------|--------------------------|--------------|--------------------------|--------------|--------------------------|--------------|-------------|
| | Valeur P ₀ | Contribution | Valeur P ₁ | Contribution | Valeur P ₂ | Contribution | |
| Homme | | | | | | | |
| Ouest | 34,2 | 7,7 | 9,3 | 7,2 | 3,6 | 6,5 | 626 |
| Nord-Ouest | 42,9 | 10,3 | 14,2 | 11,6 | 6,4 | 12,4 | 665 |
| Sahel | 33,9 | 6,6 | 9,5 | 6,3 | 3,7 | 5,9 | 544 |
| Est | 40,3 | 9,3 | 10,4 | 8,2 | 4,1 | 7,8 | 643 |
| Sud-Ouest | 37,8 | 4,8 | 11,3 | 4,9 | 4,6 | 4,7 | 353 |
| Centre-Nord | 49,0 | 10,5 | 12,5 | 9,2 | 4,6 | 8,1 | 596 |
| Centre-Ouest | 39,3 | 9,0 | 11,1 | 8,7 | 4,6 | 8,5 | 637 |
| Centre | 43,2 | 15,3 | 14,7 | 17,7 | 7,2 | 20,6 | 981 |
| Nord | 56,2 | 9,1 | 17,3 | 9,5 | 7,4 | 9,7 | 448 |
| Centre-est | 50,5 | 11,0 | 15,4 | 11,5 | 6,3 | 11,2 | 606 |
| Autres villes | 14,8 | 2,9 | 3,6 | 2,4 | 1,4 | 2,2 | 547 |
| Ouagadougou-Bobo | 8,6 | 3,4 | 2,1 | 2,8 | 0,7 | 2,4 | 1087 |
| Ensemble | 35,9 | 100,0 | 10,5 | 100,0 | 4,4 | 100,0 | 7733 |
| Femme | | | | | | | |
| Ouest | 5,5 | 0,5 | 3,3 | 1,1 | 2,0 | 1,8 | 14 |
| Nord-Ouest | 42,3 | 11,7 | 11,8 | 11,8 | 4,3 | 10,9 | 41 |
| Sahel | 17,2 | 1,5 | 7,0 | 2,3 | 2,9 | 2,4 | 13 |
| Est | 31,8 | 8,1 | 6,7 | 6,2 | 1,9 | 4,5 | 38 |
| Sud-Ouest | 37,4 | 7,9 | 14,4 | 11,0 | 7,4 | 14,3 | 31 |
| Centre-Nord | 8,8 | 7,6 | 1,3 | 4,1 | 0,3 | 2,2 | 129 |
| Centre-Ouest | 7,6 | 1,0 | 0,7 | 0,3 | 0,1 | 0,1 | 20 |
| Centre | 28,3 | 11,8 | 10,1 | 15,3 | 4,1 | 15,5 | 61 |
| Nord | 35,9 | 6,8 | 15,3 | 10,5 | 8,3 | 14,4 | 28 |
| Centre-est | 47,4 | 28,1 | 12,7 | 27,2 | 4,7 | 25,5 | 88 |
| Autres villes | 6,2 | 4,4 | 1,4 | 3,6 | 0,4 | 2,7 | 104 |
| Ouagadougou-Bobo | 8,6 | 10,5 | 1,5 | 6,5 | 0,5 | 5,8 | 179 |
| Ensemble | 19,8 | 100,0 | 5,5 | 100,0 | 2,2 | 100,0 | 745 |

Ligne de pauvreté – Z = 72 690 F.Cfa par tête et par an. Toutes les mesures FGT ont été multipliées par 100.

Source : A partir des bases de données de l'enquête prioritaire de 1998

Tableau A3 : Mesure de la pauvreté des ménages selon le sexe et le type de ménage – Burkina Faso 1994

| Structure des ménages | Incidence ($\alpha=0$) | | Intensité ($\alpha=1$) | | Inégalité ($\alpha=2$) | | Total |
|-----------------------|--------------------------|--------------|--------------------------|--------------|--------------------------|--------------|-------------|
| | Valeur P ₀ | Contribution | Valeur P ₁ | Contribution | Valeur P ₂ | Contribution | |
| Homme | | | | | | | |
| Monoparental | 5,0 | 0,6 | 1,4 | 0,6 | 0,6 | 0,6 | 358 |
| Nucléaire | 33,7 | 43,6 | 9,8 | 42,6 | 4,0 | 42,4 | 3605 |
| Elargi | 40,1 | 55,7 | 12,1 | 56,7 | 5,1 | 57,1 | 3869 |
| Ensemble | 34,6 | 100,0 | 11,3 | 100,0 | 4,4 | 100,0 | 7832 |
| Femme | | | | | | | |
| Monoparental | 19,0 | 37,9 | 5,6 | 37,1 | 2,5 | 39,5 | 375 |
| Nucléaire | 52,0 | 5,7 | 16,3 | 5,9 | 6,3 | 5,3 | 20 |
| Elargi | 27,9 | 56,4 | 8,5 | 57,0 | 3,5 | 55,1 | 380 |
| Ensemble | 24,2 | 100,0 | 7,3 | 100,0 | 3,1 | 100,0 | 776 |

Ligne de pauvreté – Z = 41 099 F.Cfa par tête et par an. Toutes les mesures FGT ont été multipliées par 100.

Source : A partir des bases de données de l'enquête prioritaire de 1994.

Tableau A4 : Output de l'estimation Tobit dans Eviews

Method: ML - Censored Normal (TOBIT)
 Sample(adjusted): 1 16382
 Left censoring (value) at zero
 Convergence achieved after 9 iterations
 QML (Huber/White) standard errors & covariance

| | Coefficient | Std. Error | z-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| C | -0.276336 | 0.029821 | -9.266605 | 0.0000 |
| AN | -0.019581 | 0.007568 | -2.587437 | 0.0097 |
| FEMME | 0.029081 | 0.025045 | 1.161153 | 0.1456 |
| AGE | 0.001752 | 0.000265 | 6.604417 | 0.0000 |
| MARIE | -0.006967 | 0.023164 | -0.300757 | 0.7636 |
| VDS | -0.022553 | 0.030583 | -0.737426 | 0.4609 |
| HHSIZE | 0.018037 | 0.000744 | 24.25138 | 0.0000 |
| URBAIN | -0.239733 | 0.013351 | -17.95664 | 0.0000 |
| PRIMAIRE | -0.097595 | 0.016856 | -5.790101 | 0.0000 |
| SECONDAIRE | -0.336211 | 0.043174 | -7.787273 | 0.0000 |
| SUPERIEUR | -0.337524 | 0.076312 | -4.422940 | 0.0000 |
| SALARIE | -0.286626 | 0.026722 | -10.72611 | 0.0000 |
| INDEPENDANT | -0.177016 | 0.022669 | -7.808822 | 0.0000 |
| AGRICULTEUR | 0.028618 | 0.016399 | 1.745139 | 0.0810 |
| FEMAN | -0.192694 | 0.187120 | -1.029789 | 0.3031 |
| Error Distribution | | | | |
| SCALE:C(16) | 0.364246 | 0.003356 | 108.5374 | 0.0000 |
| R-squared | 0.239712 | Mean dependent var | | 0.099396 |
| Adjusted R-squared | 0.238923 | S.D. dependent var | | 0.179865 |
| S.E. of regression | 0.166905 | Akaike info criterion | | 0.833565 |
| Sum squared resid | 455.4082 | Schwarz criterion | | 0.841097 |
| Log likelihood | -6804.230 | Hannan-Quinn criter. | | 0.836053 |
| Left censored obs | 10956 | Right censored obs | | 0 |
| Uncensored obs | 5408 | Total obs | | 16382 |

Source : A partir des bases de données de 1994 et de 1998 empilées.