



Participation de la femme à l'activité économique au Cameroun

Par

BELLO FIKA Henri*

DZOYEM SOKENG Germain**

Résumé

Le présent article a pour objectif de mettre en exergue les facteurs explicatifs de la participation des femmes à l'activité économique au Cameroun. Nous avons mené, sur la base de données issues de l'EDS-MICS 2011, une analyse aux niveaux descriptif (univarié, bivarié et multivarié) et explicatif (modèle logistique binomial). Il ressort de cette analyse que les variables explicatives significatives sont l'âge, qui joue en même temps le rôle de variable de contrôle, la religion, l'ethnie, la taille du ménage, le lien de parenté avec le chef de ménage, le niveau d'instruction (de la femme et de son conjoint/partenaire), le statut d'occupation du conjoint/partenaire, le niveau de vie et l'état matrimonial. D'après les résultats obtenus, il serait important de mettre en place des politiques destinées à renforcer la professionnalisation de la jeune femme et à lutter contre les valeurs sexistes prônant la division sexuée du travail.

Mots clés : *Activité économique, femme, développement, AFCM, modèle logistique.*

* Institut de Formation et de Recherche Démographiques (IFORD), e-mail : bellofikah@gmail.com

** Institut de Formation et de Recherche Démographiques (IFORD), e-mail : gdzoyem@yahoo.fr

Introduction

Le développement économique, social et politique d'un pays ne peut se faire sans la participation effective de toutes les couches sociales notamment les femmes, dont le poids démographique n'est pas des moindres (Lopez-Claros et Zahidi, 2005). En effet, la hausse de l'activité féminine n'améliore pas seulement la situation des femmes, mais aussi celle de la société dans son ensemble en stimulant la croissance économique, en équilibrant le système de retraite, et en réduisant le risque de pauvreté des familles (Letablier et *al*, 2009 ; Galor et Weil, 1996 ; Desvaux et *al*, 2007). La participation des femmes à l'activité économique constitue donc un puissant facteur d'amélioration des performances économiques d'un pays (Klasen, 1999 ; Pissarides, 2006). Ces faits viennent ainsi remettre en cause le modèle traditionnel de l'homme pourvoyeur et de la femme dévouée aux affaires de la famille, c'est-à-dire un système caractérisé par l'association du pôle actif et productif aux hommes et de l'axe passif et reproductif aux femmes. Ceci justifie d'ailleurs le cinquième des Objectifs du développement durable (ODD). Ainsi, la question de l'importance du capital humain féminin pour le développement économique interpelle aussi bien les économies industrialisées que celles en voie de développement et donc *a fortiori* les pays de l'Afrique Subsaharienne parmi lesquels le Cameroun, espace choisi pour notre étude.

Selon les données fournies par la Banque Mondiale (*World Development Indicators, 2012*), au sein de la population féminine camerounaise âgée de 15 ans et plus, le taux de participation à l'activité économique n'a connu qu'une très faible hausse au cours des 2 dernières décennies. En effet, elle est passée de 55,3% en 1990 à environ 64% en 2010, soit une hausse de 8,6 points de pourcentage. L'on observe en outre sur la même période, une hausse relativement faible du rapport femmes/hommes dans le taux de participation à l'activité économique (allant de 69,4% à 82,7% en 2010, soit une hausse d'environ 13,3 points de pourcentage), rapport largement inférieur à l'unité. Cet écart entre hommes et femmes est aussi observé dans le rapport d'ECAM 3 (3^{ème} Enquête Camerounaise Auprès des Ménages) ¹. Par ailleurs, selon les données provenant de l'EDS-MICS (Enquête Démographique et de Santé et à Indicateurs Multiples) réalisée au Cameroun en 2011, le taux d'occupation² est de 68,1% chez les femmes contre 87,2% chez les hommes, soit un écart sensible de 19,1 points de pourcentage. Ainsi, en termes de probabilité, les hommes ont 28%

¹ Notons toutefois que cette vision assez globalisante cache de nombreuses disparités liées au niveau de vie, au milieu de résidence, au secteur et à la branche d'activité ainsi que la région.

² Rapport du nombre d'actifs occupés à la population en âge de travailler (15-59 ans).

plus de chances que les femmes d'exercer une activité économique. Notons par ailleurs que cet écart de chance s'est accru de 2004 à 2011 en ce sens qu'en 2004, il était de l'ordre de 18%. Cette participation, pour ainsi dire, insuffisante de la femme, constitue de ce fait une preuve d'une sous-utilisation du potentiel économique en termes de ressources humaines ou encore de capital humain dont pourrait pleinement jouir le Cameroun en vue de l'accélération de son processus d'accession au statut de pays émergent. Dès lors, l'interrogation que suscitent ces observations empiriques est celle de savoir pourquoi cette évolution « timide » de la participation de la couche féminine à l'activité économique au Cameroun ? C'est précisément cette question de départ et les considérations sus mentionnées qui constituent le bien-fondé de notre. Dans cet article nous nous proposons de :

- Dresser le profil des femmes présentes dans le marché du travail au Cameroun ;
- Analyser l'impact des variables économiques et socioculturelles sur la participation de la femme à l'activité économique dans le contexte camerounais ;
- Cerner les mécanismes d'actions des variables explicatives sur la participation de la femme à l'activité économique dans le contexte camerounais.

1. Revue de la littérature

1.1- La théorie néoclassique

Selon la théorie néoclassique, basée sur l'hypothèse de l'agent économique rationnel (*homo oeconomicus*), le marché du travail repose principalement sur la motivation économique des acteurs, c'est-à-dire sur la recherche de la satisfaction maximale de leurs intérêts. Si les employeurs recherchent une production efficace aux coûts minima, les travailleurs, quant à eux, investissent dans l'éducation, la formation et l'information dans le but d'obtenir le meilleur salaire dans les meilleures conditions de travail.

Selon Mincer (1962) l'allocation individuelle du temps entre travail et loisir est une fonction du salaire. Une hausse de la rémunération du travail a deux effets que sont : l'effet revenu (*Income effect*) et l'effet prix ou de substitution (*Substitution effect*).

L'agent économique ne décide de travailler que si le revenu qu'il obtient de ce travail est supérieur au revenu hors activité, et ce revenu provenant du travail est une fonction de l'âge et du capital humain (facteurs santé et éducation). Cet aspect trouve toute sa pertinence d'autant plus que si le salaire du conjoint (dont l'un des facteurs est le statut d'emploi) est élevé de manière à ce que le salaire dit de réserve de la femme soit supérieur à celui qu'elle aurait obtenu en cas d'exercice d'une activité, elle choisirait de ne pas travailler.

1.2- La théorie des stratégies de survie

Afin d'analyser les liens entre pauvreté et marché du travail, il convient d'appréhender l'offre de travail de chaque individu non pas comme une décision isolée prise en fonction de ses propres caractéristiques mais comme dépendante de la stratégie d'un groupe plus large : le ménage. Selon la théorie classique de l'économie de la famille (Becker, 1981), chaque ménage maximise son utilité en allouant le temps total disponible de chacun de ses membres entre le travail marchand et la production des biens domestiques. Cette allocation tient compte de l'hétérogénéité des rôles et fonctions des différents membres du ménage. Cette répartition de rôles qui correspond à l'optimum beckerien, doit plutôt être perçue comme un état de référence, susceptible de varier en fonction des contraintes et chocs auxquels le ménage fait face.

1.3- Le niveau d'instruction

La dotation en capital humain constitue le principal déterminant du salaire, lui-même principal déterminant de l'offre de travail. Les individus investissent en eux-mêmes pour bénéficier de rendements monétaires et non monétaires futurs (Becker, 1993). La théorie du capital humain rejette l'hypothèse d'homogénéité du facteur travail de l'approche standard en considérant les niveaux de qualification des individus comme source d'hétérogénéité. Mincer (1974) en a dérivé un modèle économétrique de gains dans lequel les années d'études et les années de travail rendent compte respectivement du capital humain accumulé en formation initiale et de l'expérience de l'individu. Kozel et Alderman (1990), Garcia (1995), Caputo (1997), Aly et Quisi (1996), Azid et *al.* (2001), Hafeez (2002) et Zaren et Lubna (2002) montrent que le niveau d'éducation a un impact positif et significatif sur la participation à l'activité économique. Au Nigeria, Aminu (2010) utilise les méthodes probit et multinomiale tout en s'inspirant du modèle Mincerien du capital humain. Les analyses effectuées sur chacune des deux bases de données dont il fait usage révèlent l'influence positive du niveau d'instruction. Alomoralom (2004), dans une étude empirique réalisée, toujours au Nigéria, montre que la participation des femmes à l'activité économique est positivement influencée non seulement par son niveau d'instruction, mais aussi celui de son conjoint (pour les femmes vivant en union). Cette relation est confirmée par une étude réalisée au Ghana par Sackey (2005).

1.4- Les normes et valeurs socioculturelles

Elles posent la domination masculine comme postulat historique. Les inégalités qui existent entre les femmes et hommes sur le marché de l'emploi ne sont que des cas de discrimination résultant de la position subordonnée de la femme dans la société, position historiquement et culturellement construite. (Locoh et Tichit, 1996). Les conséquences de cette subordination et de la division sexuelle du travail qui en découle font que la femme assumant seule le travail de production domestique (élever les enfants, s'occuper du ménage, etc.), dispose de moins de temps pour participer à d'autres types d'activités, en l'occurrence économiques (Hartmann 1976, Sacks 1979, Dussault 1985). Chamlou, Muzi et Ahmed (2011) notent, lors d'une étude menée dans les Pays du moyen orient et de l'Afrique du Nord (*MENA*³), un niveau d'éducation élevé dans cette région, accompagné cependant d'une participation féminine relativement faible au travail salarié, ce qui les amène à analyser le rôle des normes sociales dans la participation des femmes à l'activité économique. Les résultats qu'ils obtiennent montrent que le taux de participation féminine des migrants au travail salarié reflète dans une large mesure celui de leurs pays d'origine et que les normes sociales traditionnelles constituent un obstacle à cette participation.

Farre et Vella (2007) vont plus loin en montrant que l'attitude conservatrice de la femme influence significativement la perception de ses enfants à l'égard de la participation de la femme à l'activité économique, influençant significativement de ce fait la décision de ses filles et belles filles de s'insérer sur le marché du travail. Fernandez et *al.* (2004) s'inscrivent dans le même ordre d'idée en précisant qu'avoir un mari dont la mère travail ou travaillait, augmente significativement la probabilité qu'une femme mariée travaille à plein temps et ce, au-delà des considérations des autres variables.

D'après Fraser (1990), il est possible qu'il y ait interdépendance entre normes sociales conservatrices et travail de la femme ; d'où l'existence d'un éventuel problème d'endogénéité. Cette idée est partagée par Seguino (2007) à la seule différence que pour cette dernière, le travail de la femme a aussi une influence sur les attitudes de cette dernière, mais avec certain décalage dans le temps.

1.5- L'état matrimonial

Bon nombre d'auteurs tels que Zaren et Lubna (2002) et Chaudhry et Nasheen (2009) ont établi une relation entre participation de la femme à l'activité économique et statut

³ Middle East and Northern Africa

matrimonial. Mais au vu des différents résultats d'études empiriques, nous pouvons dire que l'état matrimonial présente un effet ambivalent. En effet, pour Longwe, Smits et Jong (2013) et Angrist (2001), les mariées ont moins de chances que les célibataires, les divorcées, les séparées et les veuves de s'insérer sur le marché du travail. Ils rejoignent en cela Benefo et Pillai (2003) et Natuli et Wittenberg (2013), Shaheen et Safana (2011), Contreras et Plaza (2010).

Naqvi et Lubna (2002) obtiennent des résultats contraires à ceux sus mentionnés à la seule différence qu'ils restreignent leur échantillon aux femmes célibataires et celles en union. Selon ces auteurs en effet, les femmes en union ont plus de chance de s'insérer sur le marché du travail que celles qui sont célibataires.

Fadayomi et Ogunrinola (2005) quant à eux, effectuent une analyse plus approfondie en montrant que les divorcées et les séparées s'insèrent plus facilement sur le marché du travail que les femmes mariées qui, elles, s'insèrent plus facilement que les femmes célibataires.

1.6- Le nombre d'enfants

Les résultats des travaux d'Azid et *al.* (2001)⁴ et Naqvi et Lubna (2002) montrent que le nombre d'enfants a une influence positive sur la participation des femmes à l'activité économique. Ce résultat vérifie le modèle de la stratégie de survie mentionnée plus haut. Mais il n'est pas partagé par bon nombre d'auteur parmi lesquels Chaudhry et Nasheen (2009), Contreras et Plaza (2010), Naqvi et Lubna (2002), Contreras et *al.* (2005), Garcia (1995) et Caputo (1997) pour qui la participation des femmes à l'activité économique est influencée négativement et significativement par le nombre d'enfants. L'on peut cependant noter que ces auteurs ne font pas mention de l'âge des enfants ; ceci constitue certainement la source de la divergence entre ces résultats dans la mesure où plus les enfants prennent de l'âge, plus la charge financière qui en résulte est élevée, ce qui incite la femme à s'investir sur le marché du travail, ou à accroître son offre de travail pour un revenu supplémentaire. *A contrario*, plus l'enfant est à bas âge, plus la femme est contrainte à réduire, ou même à suspendre son travail pour s'occuper de ce dernier.

Longwe, Smits et Jong ont mené en 2013 des travaux empiriques consistant à analyser l'effet de la parité et de l'espacement entre les deux (02) derniers enfants sur l'insertion de la femme sur le marché de l'emploi non agricole en Afrique. Les données qu'ils

⁴ Secteur de la broderie, Pakistan

exploitent portent sur plus de 200 000 femmes ayant au moins un enfant à partir d'un échantillon constitué de 26 pays africains. Après avoir traité du problème d'endogénéité entre fécondité et la participation des femmes à l'activité économique, ils montrent que cette dernière est négativement corrélée avec le nombre de naissances récentes (enfants de moins de 5 ans) et positivement corrélé avec l'espacement des naissances récentes. En analysant les interactions, ils montrent que ces effets sont plus importants chez les femmes ayant un niveau d'éducation supérieur et celles vivant en zone urbaine. Par ailleurs, ces effets s'atténuent avec la planification familiale.

1.7- Le contexte de résidence

Garcia (1995) et Caputo (1997) avaient déjà souligné le rôle du contexte de résidence comme une des variables d'analyse déterminantes de l'insertion des femmes sur le marché du travail. Shaheen et Safana (2011) ont montré qu'au Pakistan les femmes vivant en milieu urbain ont plus de chance d'obtenir un emploi que celles vivant en milieu rural. Le même résultat est obtenu par bon nombre d'autres auteurs parmi lesquels Moundir et Nacer-Eddine (2011) et Longwe, Smits et Jong (2013).

1.8- L'âge

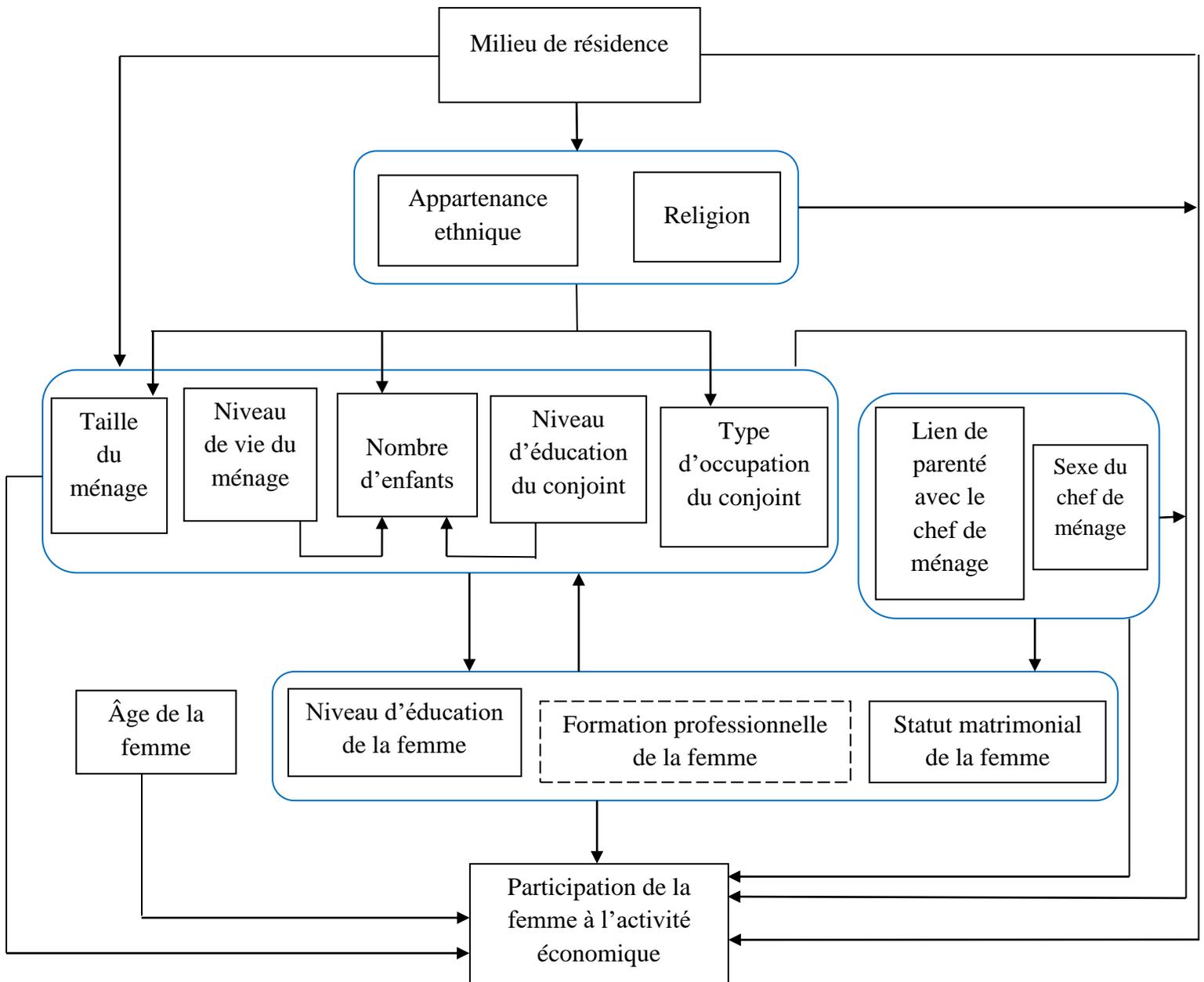
Bon nombre d'auteurs s'accordent sur le fait que l'âge de la femme influence positivement son la participation des femmes à l'activité économique. Nous pouvons citer entre autres Azid et *al.* (2001), Naqvi et Lubna (2002), Aminu (2010), Zaren et Lubna (2002), Faridi et *al.* (2011), Garcia (1995) et Caputo (1997). Contreras et Plaza (2010) va plus loin en montrant que cet effet positif décroît avec l'âge (concavité). Fadayomi et Ogunrinola (2005) va dans le même sens en montrant que la probabilité pour une femme d'obtenir un emploi salarié augmente avec l'âge et ce, jusqu'à 64 ans. Pour Contreras et *al.* (2005), l'effet de l'âge suit une évolution concave et atteint l'effet maximal à 36 ans. En effet de la cohorte : plus la cohorte est jeune, plus la chance d'la participation des femmes à l'activité économique augmente.

1.9- Le lien de parenté avec le chef de ménage

Les études empiriques de réalisées par Fadayomi et Ogunrinola (2005) et Naqvi et Lubna (2002) montrent que les femmes chefs de ménage ont plus de chance de s'insérer sur le marché du travail que celles qui ne le sont pas, ce qui est tout à fait logique du fait de

l'existence du sens de la responsabilité manifesté par le souci de satisfaire les besoins des membres du ménage.

Schéma d'analyse



Source : Auteurs

2. Aspects méthodologiques

2.1- Source de données, population cible de l'étude et taille de l'échantillon

Les données utilisées sont celles de l'EDS-MICS (Enquête Démographique et de santé – *Multiple Indicator Cluster Survey*) 2011 qui a permis de collecter, entre autres, les données socio-économiques, démographiques et socio-culturelles des femmes âgées entre 15 et 49 ans ainsi que les données relatives au logement. Ces données ont été collectées auprès de 14 214 ménages et 15 246 femmes.

2.2- Evaluation de la qualité des données

2.2.1- Taux de non réponse des différentes variables

Nous remarquons, comme le montre le tableau ci-dessous, que les taux de non réponse sont tous inférieurs au seuil fixé par les Nations Unies qui est de l'ordre de 10% ; ce qui nous permet de prendre en compte toutes ces variables dans le cadre de l'analyse.

Tableau 1:Partage de la répulsion ou de l'attraction des âges des femmes enquêtées (2011)

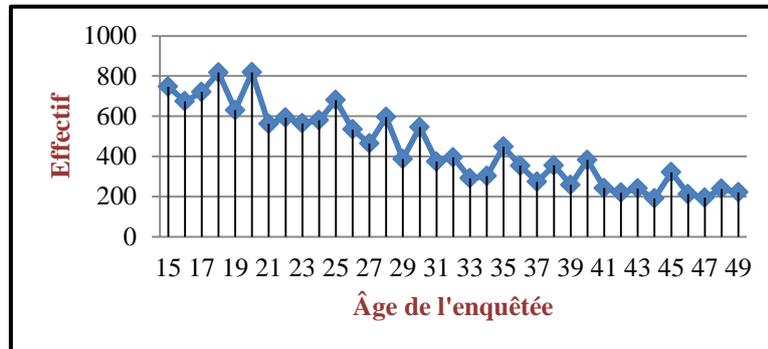
Variables	Cas valides	Valeurs manquantes	Taux de non réponse (%)
Exercice d'une activité économique durant les 12 derniers mois	15420	4	0,026%
Âge	15426	0	0,000%
milieu de résidence	15426	0	0,000%
Religion	15380	46	0,299%
Ethnie	15364	62	0,404%
Niveau d'instruction	15426	0	0,000%
Type de paiement reçu	15401	25	0,162%
Taille du ménage	15426	0	0,000%
Présence d'enfants de moins de 5 ans dans le ménage	15426	0	0,000%
Niveau d'instruction du conjoint/partenaire	14862	564	3,656%
Occupation du conjoint/partenaire	15372	54	0,351%
statut matrimonial	15426	0	0,000%
Sexe du chef de ménage	15426	0	0,000%
Lien de parenté avec le chef de ménage	15422	4	0,026%
Niveau de vie du ménage	15426	0	0,000%
Nombre de naissances vivantes au cours des 5 dernières années	15426	0	0,000%

Source : *Exploitation des données de l'EDS-MICS (2011), Cameroun*

2.2.2- Evaluation de la déclaration de l'âge des femmes enquêtées

2.2.2.1- Méthode graphique

La figure suivante présente la distribution des effectifs selon l'âge.



Source : *Exploitation des données de l'EDS-MICS (2011), Cameroun*

Figure 1: Répartition des femmes selon leur âge au moment de l'enquête en 2011

On observe des irrégularités tout au long de cette courbe. Ce constat nous amène à penser que les données concernant l'âge des femmes ne sont pas de bonne qualité. Mais l'évaluation à l'aide du graphique à elle seule ne suffit pas pour conclure sur la qualité de ces données ; d'où l'utilisation complémentaire de la méthode statistique.

2.2.2.2- Méthode statistique

Il existe plusieurs indices d'évaluation de la qualité des données concernant l'âge. Nous pouvons citer entre autres les indices de Whipple, Myers, Bachi, l'indice combiné des Nations Unies (ICNU) et l'indice de Bachi. Mais pour notre analyse nous ne retenons que l'indice de Myers du fait des irrégularités observées tout au long de la courbe des âges (voir la méthode de calcul en annexe).

La valeur de l'indice de Myers obtenue est assez élevée (18,050), ce qui vient corroborer l'idée d'une mauvaise déclaration des âges des femmes enquêtées. Il y a donc répulsion ou attraction aux âges se terminant par chacun des chiffres de 0 à 9.

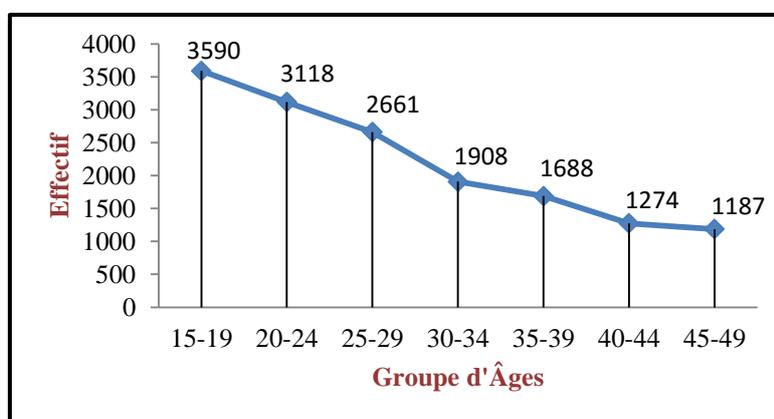
Du plus répulsif au plus attractif, nous trouvons les chiffres terminaux présentés dans le tableau ci-dessous.

Tableau 2:Partage de la répulsion ou de l'attraction des âges des femmes enquêtées (2011)

Répulsifs				Attractifs					
4	3	1	2	9	7	6	0	5	8

Source : Exploitation des données de l'EDS-MICS (2011), Cameroun

La mauvaise qualité des données sur l'âge étant détectée, s'impose la nécessité de procéder à leur lissage dans le but d'atténuer les effets de répulsion et d'attraction. Parmi les méthodes de lissage, nous pouvons distinguer la moyenne mobile, le lissage exponentiel et le regroupement des âges en classes. Nous retenons dans la présente analyse le regroupement des âges en classes d'amplitude 5 (groupes d'âges quinquennaux). Nous obtenons le graphique ci-après.



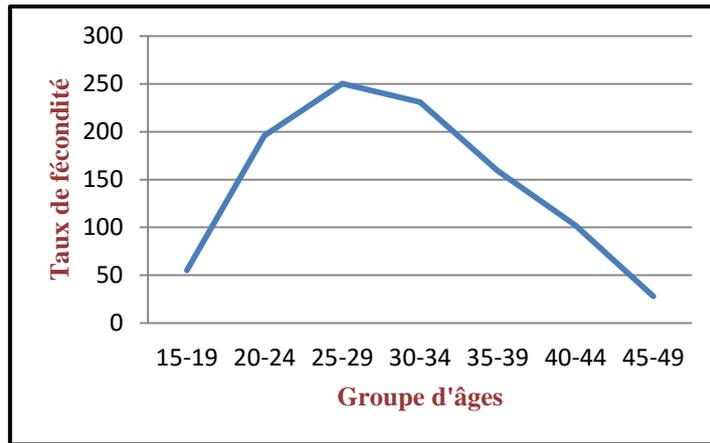
Source : Exploitation des données de l'EDS-MICS (2011), Cameroun

Figure 2: Effectifs des femmes par groupes d'âges quinquennaux

2.2.3- Evaluation des données sur les naissances des 5 dernières années

2.2.3.1- Evaluation graphique

La courbe présentée ci-dessous a une allure normale, ce qui pourrait nous amener à penser que les données sur les naissances des 5 dernières années sont de bonne qualité. Mais pour le confirmer, il importe tout de même que cette évaluation graphique soit complétée par une évaluation statistique. Nous avons choisi à cet effet la méthode de Brass et Rachad.



Source : Exploitation des données de l'EDS-MICS (2011), Cameroun

Figure 3: Evolution du taux de fécondité par groupe d'âges pour les 5 dernières années

2.2.3.2- Evaluation statistique : Méthode de Brass et Rachad

D'après la méthode de Brass et Rachad, si $\text{Min}(A, B)$ est supérieur à la parité observée correspondant aux femmes âgées de 45 à 49 ans révolus (P_7), alors il y a sous déclaration (ou omission) des naissances. Les valeurs de A et B sont données par les formules suivantes :

$$\begin{cases} A = \frac{(P_3)^2}{P_2} \\ B = P_2 * \left(\frac{P_4}{P_3}\right)^4 \end{cases}$$

A et B peuvent être obtenus en utilisant les parités estimées à l'aide de la méthode de Brass (Voir annexe).

$$\begin{cases} A = \frac{(F_3)^2}{F_2} \\ B = F_2 * \left(\frac{F_4}{F_3}\right)^4 \end{cases}$$

Les calculs effectués révèlent que $\text{Min}(A, B) = 4855,199 < F_7 = 5063,114$ (Voir annexe). Les données sont donc de bonne qualité.

2.3- Variables de l'étude

2.3.1- Variable dépendante

L'objet de notre étude étant de cerner les facteurs susceptibles d'influencer la participation de la femme à l'activité économique, notre variable d'étude dépendante est

l'exercice de l'activité économique au cours des 12 derniers mois. Il s'agit d'une variable dichotomique qui prend la valeur :

$$Y = \begin{cases} 1 & \text{si l'enquêtée a exercé une activité économique au cours des 12 derniers mois} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

2.3.2- Variables indépendantes

Variables	Modalités
Milieu de résidence	<i>Grande ville ; Petite ville ; Rural</i>
Religion	<i>Catholique ; Protestant ; Musulman ; Animiste ; Autre chrétien ; Aucune religion</i>
Ethnie	<i>Arab-Choa/Peulh/Haoussa/Kanuri ; Biu-Mandara ; Adamaoua-Oubangui ; Bantoïde Sud-Ouest ; Grassfields ; Bamiléké ; Côtier/Ngoe/Oroko ; Beti/Bassa/Mbam ; Kaka/Maka/Pygmée</i>
Niveau d'instruction de l'enquêtée	<i>Sans niveau ; Primaire ; Secondaire ; Supérieur</i>
Niveau d'instruction du conjoint/partenaire	<i>Sans niveau ; Primaire ; Secondaire ; Supérieur</i>
Occupation du conjoint/partenaire	<i>N'a pas travaillé pas ; Cadre/technicien/direction ; Employé de bureau ; Ventes ; Services ; Ouvrier qualifié ; Ouvrier non qualifié ; Employé de maison ; Agriculture</i>
Taille du ménage	
Nombre d'enfants de moins de 5 ans dans le ménage	
Statut matrimonial	<i>Célibataire ; En union ; Veuve ; Divorcée/séparée</i>
Sexe du chef de ménage	<i>Masculin ; Féminin</i>
Lien de parenté avec le chef de ménage	<i>Chef de ménage ; Femme du chef de ménage ; Enfant du chef de ménage ; Belle fille du chef de ménage ; Mère/belle-mère/sœur du chef de ménage ; Autre lien avec le chef de ménage ; Fille adoptive du chef de ménage ; Nièce du chef de ménage ; Sans lien avec le chef de ménage</i>
Niveau de vie du ménage	<i>Très pauvre ; Pauvre ; Moyen ; Riche ; Très riche</i>
Nombre de naissances vivantes au cours des 5 dernières années	
Âge	<i>Groupes d'âges quinquennaux</i>

2.4- Le modèle logistique binomiale

2.4.1- Pourquoi le modèle logistique binomiale est-il approprié pour notre analyse ?

Soit le modèle suivant :

$$Y = \alpha + \sum_{i=1}^n \beta_i * X_i + \mu_i$$

Cette équation peut encore se réécrire sous la forme : $Y = \beta * X + \mu_i$

Où $\beta = (\alpha, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_i, \dots, \beta_n)$ et $X = (1, X_1, X_2, \dots, X_i, \dots, X_n)$

Avec : $\begin{cases} \alpha = \text{scalaire représentant le terme constant} \\ \beta_i = \text{paramètre multiplicatif de la } i\text{ème variable indépendante} \\ \mu_i = \text{terme d'erreur} \end{cases}$

Soit le modèle estimé suivant : $\hat{Y} = \hat{\beta} * X$

Si \hat{Y} est une variable dichotomique prenant les valeurs 0 et 1, alors on aura :

$$\text{Pour } \hat{Y} = 1: \hat{\mu} = 1 - \hat{\beta} * X$$

$$\text{Pour } \hat{Y} = 0: \hat{\mu} = \hat{\beta} * X$$

Parce que Y ne prend que deux valeurs, le terme d'erreur ne peut aussi prendre que deux valeurs. La vérification d'une des hypothèses pose donc problème, il s'agit de l'hypothèse d'homoscedasticité. En effet, la variance de ces erreurs dépend de X . Elle n'est donc pas constante.

Le modèle linéaire (terme de droite) peut conduire à des valeurs en dehors de l'intervalle et cela même si les valeurs de X sont raisonnables. Ceci suppose que nous estimons des paramètres qui n'existent pas. Une façon de régler ce problème est de trouver des fonctions qui évitent de tomber en dehors de l'intervalle $[0, 1]$. Le modèle logit est une de ces fonctions.

2.4.2- Présentation du modèle logistique binomiale

Soient $Prob(Y = 1)$ et $Prob(Y = 0)$ les probabilités que Y soit égale respectivement à 1 et 0.

$$Prob(Y = 1) = \frac{e^{\beta * X}}{1 + e^{\beta * X}} = F(\beta * X)$$

$$Prob(Y = 0) = 1 - F(\beta * X)$$

Où F représente la fonction logistique de distribution cumulative.

$$E[Y/X] = 0[1 - F(\beta * X)] + 1[F(\beta * X)] = [F(\beta * X)].$$

En posant $z = \beta * X$, on obtient :

$$\begin{aligned}
\text{Prob}(Y = 1) &= \frac{e^z}{1 + e^z} = \Pi_i \\
\Rightarrow \text{Log}\left(\frac{\Pi_i}{1 - \Pi_i}\right) &= \beta * X \\
\Rightarrow \text{logit}(\Pi_i) &= \beta * X
\end{aligned}$$

Posons :

$$\begin{aligned}
\Pi_1 &= \text{Prob}(Y = 1 | x_i = 1) = \frac{e^{\alpha + \beta_i}}{1 + e^{\alpha + \beta_i}} \\
1 - \Pi_1 &= \text{Prob}(Y = 0 | x = 1) = \frac{1}{1 + e^{\alpha + \beta_i}} \\
\Pi_0 &= \text{Prob}(Y = 1 | x = 0) = \frac{e^{\alpha}}{1 + e^{\alpha}} \\
1 - \Pi_0 &= \text{Prob}(Y = 0 | x = 0) = \frac{1}{1 + e^{\alpha}}
\end{aligned}$$

De là nous obtenons l'expression qui suit :

$$OR = \frac{\left(\frac{\Pi_1}{1 - \Pi_1}\right)}{\left(\frac{\Pi_0}{1 - \Pi_0}\right)} = e^{\beta_i}$$

OR = *odds ratio* ou rapport de chances. Un *OR* > 1 indique que la variable x_i a pour effet de faire croître la probabilité de réalisation de l'événement $Y = 1$ (pour notre analyse il s'agit de l'exercice d'une activité économique). *A contrario*, un *OR* < 1 signifie que la variable x_i a pour effet de diminuer la probabilité de réalisation de l'événement $Y = 1$.

Les coefficients β_i sont estimés par la méthode du maximum de vraisemblance. Compte tenu de la non linéarité du modèle, ces paramètres sont estimés par itération.

De manière générale nous avons :

$$\frac{\delta \text{Log}(\text{oddsratio})}{\delta x_i} = \beta_i$$

β_i représente ainsi le logarithme népérien de l'odds-ratio associé à une augmentation d'une unité de la variable explicative x_i .

Pour les variables explicatives continues, il est possible de calculer la variation de probabilité quand la variable X_i croît d'une unité. Cette variation peut être calculée en utilisant l'expression suivante :

$$\frac{\delta \Pi_i}{\delta x_i} = \frac{\beta_i * e^{-z}}{[1 + e^{-z}]^2}$$

2.5- Logiciels utilisés

Les logiciels choisis pour notre analyse sont Stata/SE 12, SPSS-IBM 20 et SPAD 5.0 en raison de leur complémentarité. Nous utilisons aussi Excel (Office 2010) pour des calculs accessoires, la génération de graphiques et la mise en forme de tableaux.

3. Résultats et discussions

3.1- Force d'association entre l'exercice d'une activité économique chez les femmes et les variables explicatives

Le tableau ci-dessous permet de voir la force d'association (à l'aide du coefficient de contingence λ) entre les variables explicatives et la participation de la femme à l'activité économique.

Tableau 3: Force d'association entre la variable à expliquer et les variables explicative

Variabes explicatives	Valeur du coefficient de contingence λ	Rang
Groupe d'âges	0,361	1
Nivinst femme	0,184	4
Religion	0,113	11
Ethnie	0,155	5
Taille du ménage	0,025	13
Nombre d'enfants de moins de 5 ans	0,051	12
Milieu de résidence	0,148	7
Lien de parenté avec le CM	0,261	3
Sexe du CM	0,007	14
Nivie	0,154	6
Nombre de naissances des 5 dernières années	0,124	9
Etat matrimonial	0,279	2
Nivinst conjoint	0,119	10
Occupation conjoint	0,147	8

Source : Exploitation des données de l'EDS-MICS (2011), Cameroun

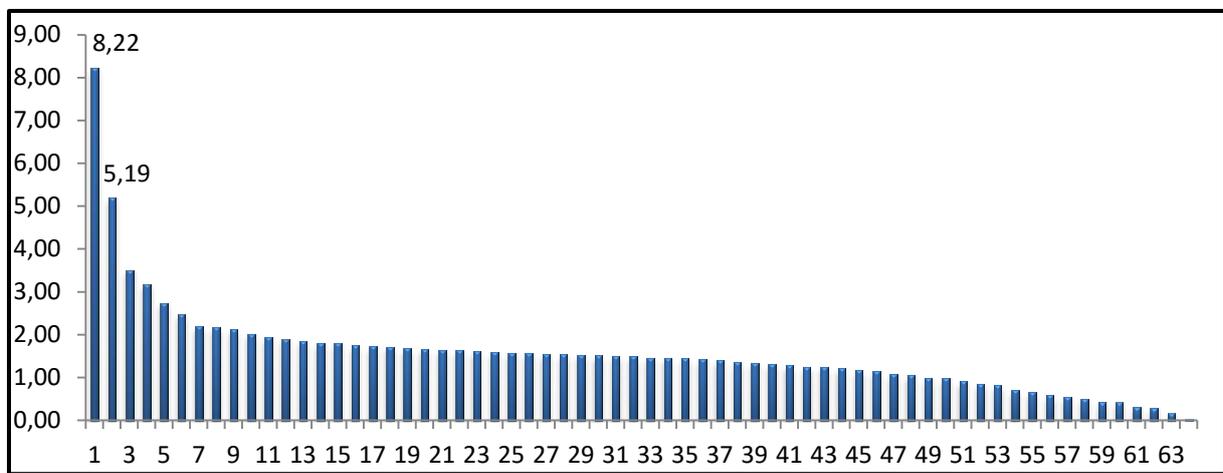
3.2- Description du profil des femmes exerçant une activité économique: Catégorisation à l'aide de l'AFCM

Il importe de noter que l'analyse bivariée s'effectue dans un espace à deux dimensions or l'association apparente entre deux variables peut être due en réalité à la présence d'autres variables. D'où l'intérêt d'effectuer une analyse s'inscrivant dans un espace

multidimensionnel (un grand nombre de variables possible). Compte tenu de la nature de notre variable à expliquer, nous retenons comme méthode d'analyse descriptive multivariée l'Analyse Factorielle des Correspondances Multiples (AFCM).

3.2.1- Détermination des axes factoriels

Sur le graphique ci-dessous, l'on peut observer un décalage sensible entre les deux premiers axes factoriels d'une part et d'autre part les 62 autres axes qui décrivent presque une ligne droite horizontale. Ainsi, les deux axes retenus (axes 1 et 2) expliquent à eux seuls 13,41% de l'inertie (ou variance) totale, dont 8,22% pour le premier et 5,19% pour le second. Les deux premiers axes sont donc retenus pour notre catégorisation.



Source : Exploitation des données de l'EDS-MICS (2011), Cameroun

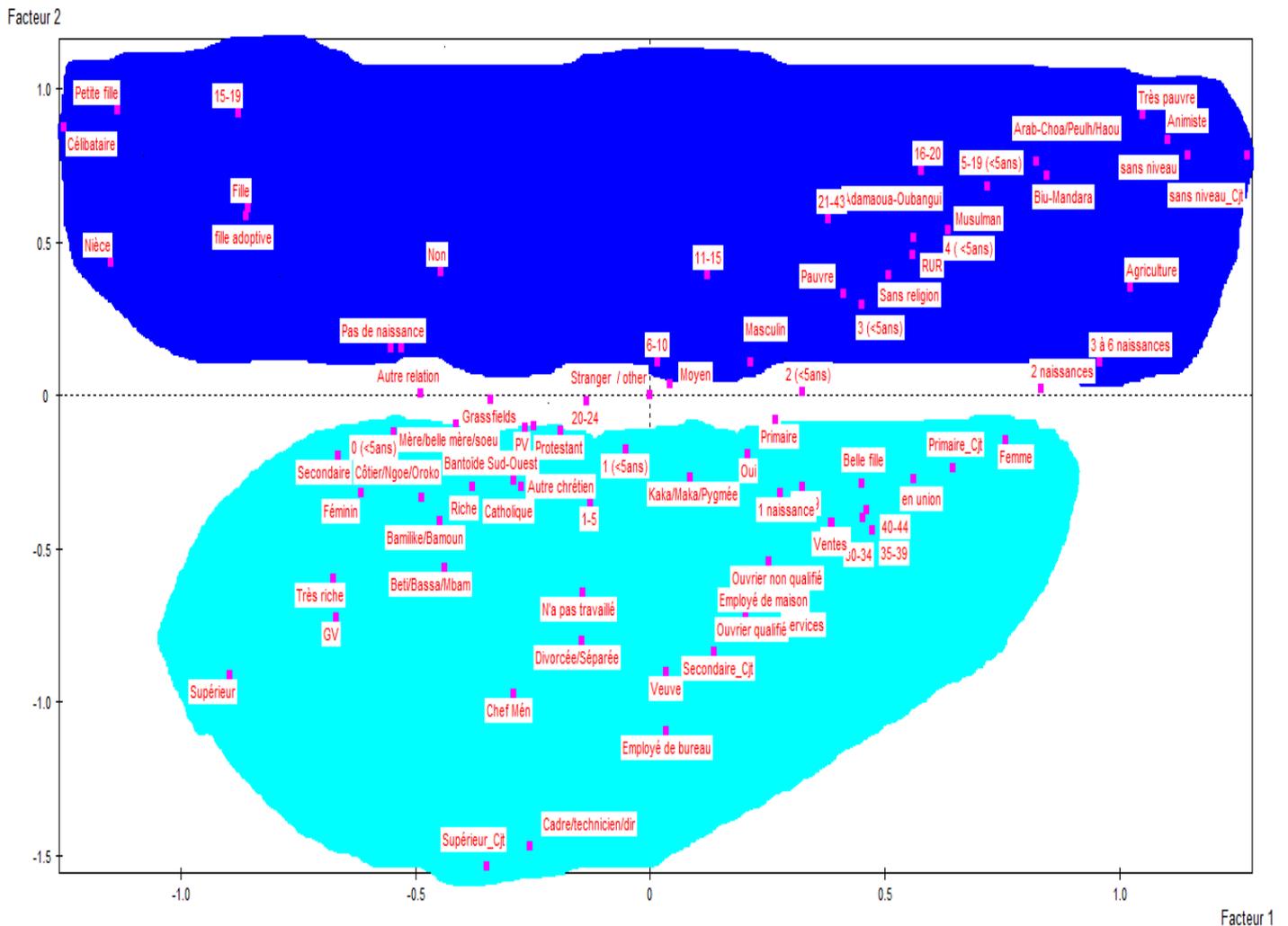
Figure 4 : Contribution (en%) des axes factoriels à l'explication de l'inertie totale

3.2.2- Présentation du plan factoriel

D'après les résultats de l'AFCM présentés sur le plan factoriel ci-dessous, il ressort que le deuxième axe (axe des ordonnées) oppose les femmes ayant exercé une activité économique à celles n'ayant exercé aucune activité économique durant les douze mois ayant précédé l'enquête.

Parmi les femmes ayant exercé une activité économique, l'on retrouve les femmes chefs de ménage, les femmes vivant en milieu urbain, âgées d'au moins 20 ans, issues de ménages à niveau de vie élevé et de petite taille caractérisés par la présence d'au plus un enfant de moins de 5 ans, ayant au moins un niveau d'instruction primaire, les femmes en union, divorcées, veuves ou séparées, les femmes originaires des sept autres régions du

Cameroun, de religion chrétienne et les femmes dont le conjoint/partenaire a au moins un niveau primaire.



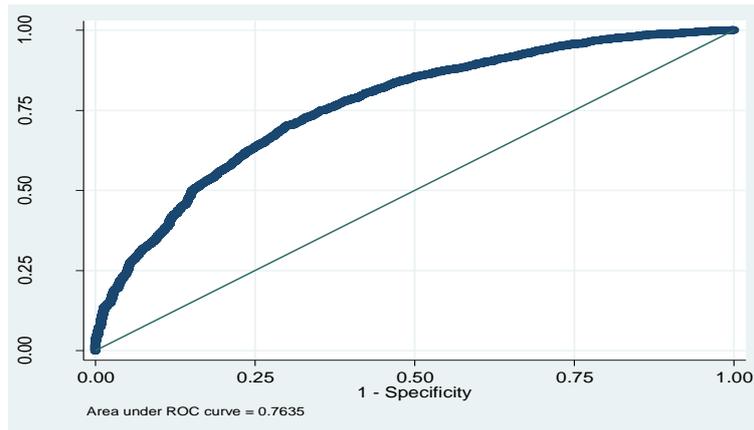
Source : Exploitation des données de l'EDS-MICS (2011), Cameroun

Figure 5: Plan factoriel

3.3- Résultats de la régression logistique binomiale

3.3.1- Résultats des tests de robustesse du modèle

La probabilité associée à la statistique du khi-deux montre que le modèle estimé est globalement significatif au seuil de 1%. Le test d'ajustement nous montre que le modèle est ajusté à 79,38%. Cette qualité d'ajustement satisfaisante est également démontrée à l'issue du test de Hosmer-Lemeshow. La valeur du LROC calculée est de l'ordre de 0,7635, ce qui est satisfaisant du point de vue du degré de discrimination. Nous pouvons dès lors nous fier aux résultats obtenus à partir de l'estimation des paramètres de notre modèle.



Source : Exploitation des données de l'EDS-MICS (2011), Cameroun

Figure 6: Courbe ROC

Tableau 4: Matrice de confusion

Classified	True		Total
	D	~D	
+	7079	1635	8714
-	364	617	981
Total	7443	2252	9695

Classified + if predicted $\Pr(D) \geq .5$
 True D defined as $V731 \neq 0$

Sensitivity	$\Pr(+ D)$	95.11%
Specificity	$\Pr(- \sim D)$	27.40%
Positive predictive value	$\Pr(D +)$	81.24%
Negative predictive value	$\Pr(\sim D -)$	62.90%
False + rate for true ~D	$\Pr(+ \sim D)$	72.60%
False - rate for true D	$\Pr(- D)$	4.89%
False + rate for classified +	$\Pr(\sim D +)$	18.76%
False - rate for classified -	$\Pr(D -)$	37.10%
Correctly classified		79.38%

Source : Exploitation des données de l'EDS-MICS (2011), Cameroun

3.3.2- Résultats de l'estimation des paramètres du modèle

Les résultats révèlent que parmi les variables explicatives, les non significatives au seuil de 5% sont : le sexe du chef de ménage, le nombre d'enfants de moins 5 ans vivant dans le ménage et le nombre de naissances des 5 dernières années précédant l'enquête.

Les résultats montrent aussi que :

- les chances de la femme d'exercer une activité économique augmentent avec son âge, mais à un taux décroissant, ce qui est conforme à nos prédictions ;
- Les femmes de niveau d'instruction primaire ont 1,3 fois plus de chances d'exercer une activité économique que celles de niveau secondaire ; les modalités « sans

niveau » et « supérieur n'ont pas d'effet significatif sur la probabilité d'exercer une activité économique ;

- Les femmes de religion musulmane ont 0,65 fois moins de chances d'exercer une activité économique que celles de religion catholique ;
- Les femmes d'ethnie arab-choa/peulh/Houssa/Kanuri et celles des grassfields ont respectivement 0,45 fois moins de chances et 2,11 fois plus de chances d'exercer une activité économique que celles d'ethnie bamiléké ou bamoun ;
- Quant à la taille du ménage, les femmes vivant dans les ménages comprenant 11 à 15 membres ont 0,82 fois moins de chances d'exercer une activité que celles vivant dans les ménages de 6 à 10 membres ;
- Les femmes résidant dans les grandes et petites villes ont 0,6 fois moins de chances d'exercer une activité économique que celles vivant en zone rurale :
- Les femmes chefs de ménage ont 1,71 fois plus de chances d'exercer une activité économique que celles qui sont conjointes de chefs de ménage ;
- Les femmes de niveau de vie faible ou moyen ont en moyenne 1,6 fois plus de chances d'exercer une activité économique que celles de niveau de vie élevé ;
- Les femmes divorcées/séparées ont 1,5 fois plus de chances d'exercer une activité économique que celles vivant en union ;
- Les femmes dont le conjoint/partenaire a un niveau d'instruction primaire ont 0,7 fois moins de chances d'exercer une activité économique que celles dont le conjoint/partenaire a un niveau secondaire ;
- Les femmes dont le conjoint/partenaire ne travaille pas ont 0,46 fois moins de chances d'exercer une activité économique que celles dont le conjoint/partenaire fait dans l'agriculture.

3.3.3- Hiérarchisation des variables

Le tableau ci-dessous fait ressortir la hiérarchisation des variables explicatives selon leur contribution respective à l'explication du phénomène étudié.

Variables	χ_i^2	χ_f^2	$(\chi_f^2 - \chi_i^2) / \chi_f^2$	Contrib (%)	Rang
Groupe d'âges	1282,20	1639,47	0,217918	21,7918	1
Milieu de résidence	1604,49	1639,47	0,021336	2,133616	5
Ethnie	1527,14	1639,47	0,068516	6,851604	2
Religion	1596,09	1639,47	0,02646	2,645977	4
Taille du ménage	1633,47	1639,47	0,00366	0,365972	12
Niveau d'instruction du conjoint/partenaire	1620,05	1639,47	0,011845	1,184529	9
Occupation du conjoint/partenaire	1590,75	1639,47	0,029717	2,971692	3
Niveau de vie du ménage	1617,05	1639,47	0,013675	1,367515	8
Lien de parenté avec le chef de ménage	1606,02	1639,47	0,020403	2,040294	6
Sexe du chef de ménage	1635,72	1639,47	0,002287	0,228732	13
Nombre d'enfants de moins de 5 ans vivant dans le ménage	1632,73	1639,47	0,004111	0,411108	11
Etat matrimonial	1629,41	1639,47	0,006136	0,613613	10
Niveau d'instruction de la femme	1609,97	1639,47	0,017994	1,799362	7
Nombre de naissances des 5 dernières années	1638,38	1639,47	0,000665	0,066485	14

Source : Exploitation des données de l'EDS-MICS

3.3.4- Mécanismes d'action des variables indépendantes sur l'activité économique de la femme (voir annexe A.4)

L'introduction de la variable *Religion* (modèle M2) annule la significativité des modalités « Sud-Ouest » de la variable *Ethnie* au seuil de 10 %. Ceci est la preuve que l'ethnie agit sur la participation de la femme à l'activité économique par le biais de la religion. L'introduction de la variable *Niveau d'instruction du conjoint* (modèle M4) annule la significativité de la modalité « Biu-Mandara » de la variable *Ethnie* et diminue celle de la modalité « 11-15 » de la variable *Taille du ménage*. Le niveau d'instruction du conjoint constitue donc une variable intermédiaire partielle par laquelle l'ethnie et la taille du ménage influencent la participation de la femme à l'activité économique. Aussi le type d'occupation du conjoint constitue d'une part une variable par laquelle agit le niveau d'instruction du conjoint et d'autre part une variable inhibitrice de l'ethnie (modèle M5). Notons par ailleurs que le niveau de vie du ménage est une variable inhibitrice partielle de l'ethnie et une variable intermédiaire du niveau du niveau d'instruction et du type d'occupation du conjoint (modèle M6). En outre, le lien de parenté avec le chef de ménage et le sexe du chef de ménage sont des variables inhibitrices partielles respectives du type d'occupation du conjoint et de la religion (modèles M8 et M9). L'inclusion de la variable *Nombre d'enfants de moins de 5 ans* (modèle M10) entraîne une réduction de significativité de la modalité « Protestant » de la variable *Religion*. Cette dernière influence ainsi la participation de la femme à l'activité économique par l'intermédiaire du nombre d'enfants de moins de 5 ans vivant dans le

ménage. L'introduction du niveau d'instruction de la femme (modèle M11) montre que ce dernier est une variable intermédiaire partielle de l'ethnie, de la religion, de la taille du ménage, du niveau d'instruction de la femme et du niveau du ménage. Enfin, au niveau du dernier modèle (modèle M12), l'on remarque que la religion, la taille du ménage et le sexe du chef de ménage agissent par le biais de l'état matrimonial.

Conclusion et recommandations

Il a été question dans cet article de déterminer les facteurs explicatifs de la participation de la femme dans le contexte camerounais. Pour y arriver, nous avons effectué une brève revue de la littérature qui nous conduit à l'élaboration d'un schéma d'analyse. Nous avons ensuite examiné les taux de non réponse vérifié la qualité des données sur l'âge et les naissances des cinq années précédant l'enquête. Nous avons par la suite présenté le modèle utilisé pour notre analyse (modèle logistique binomial). Il ressort de notre analyse que les variables explicatives significatives sont l'âge, qui joue en même temps le rôle de variable de contrôle, la religion, l'ethnie, la taille du ménage, le lien de parenté avec le chef de ménage, le niveau d'instruction (de la femme et de son conjoint/partenaire), le statut d'occupation du conjoint/partenaire, le niveau de vie et l'état matrimonial. D'après les résultats obtenus, il serait important de mettre en place des politiques destinées à renforcer la professionnalisation de la jeune femme et à lutter contre les valeurs sexistes prônant la division sexuée du travail.

Bibliographie

- ALY, Y. H., et I. A. QUIZI (1996), « Determinants of Women Labour Force Participation in Kuwait: A Logit Analysis », *The Middle East Business and Economic Review*, vol. 8, n°2.
- AMINU A. (2010): Determinants of Participation and Earnings in Wage Employment in Nigeria, Paper presented in 5th IZA/World Bank Conference on Employment And Development; 3rd – 4th May.
- AZID, T., ASLAM, M. et CHAUDARY, M. O. (2001), « Poverty, Female Labour Force Participation, and Cottage Industry: A case study of cloth embroidery in Rural Multan », *The Pakistan Development Review*, vol. 40, n°4, p. 1105-1118.
- BECKER, G. S. (1981), *A Treatise on the Family*, Cambridge (Mass.), Harvard University Press.
- BECKER, G. S. (1993), « Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis », Third edition, University of Chicago Press.
- CAPUTO, R. (1997). « Population, labor force and employment: A prospective analysis », in *Prospective Studies*, Ministry of Planning, 1st ed., pp. 1-40, Santiago.
- CHAMLOU, N. S. MUZI et H. AHMED (2011) « Understanding the Determinants of Female Labor Force Participation in the Middle East and North Africa Region: The Role of Education and Social Norms in Amman », *AlmaLaurea Working Papers – ISSN 2239-9453* n° 31, Septembre.
- CHAUDHRY, IMRAN S. et F. NOSHEEN (2009), « The Determinants of Women Empowerment in Southern Punjab (Pakistan): An Empirical Analysis », *European Journal of Social Sciences*, vol. 10, n° 2, pp. 216-229.
- CONTRERAS, D. et G. PLAZA, (2010), « Cultural Factors in Women's Labor Force Participation in Chile », *Feminist Economics*, vol 16, n° 2, pp. 27-46, April.
- CONTRERAS, D., E. PUENTES, et D. BRAVO (2005) « Female Labour Force Participation in Greater Santiago, Chile: 1957–1997. A Synthetic Cohort Analysis », *Journal of International Development*, vol. 17, n° 2 pp. 169–186.

- DESVAUX, G., DEVILLARD, S. et BAUMGARTEN, P. (2007), « Women matter: la mixité levier de performance de l'entreprise », *McKinsey & Company*.
- FADAYOMI, T.O. et I. OLURANTI OGUNRINOLA (2005) « Determinants of Labor Force Participation In Nigeria: The Influence Of Household Structure », *Department Of Economics And Development Studies, Covenant University, Nigeria*, pp. 1-26.
- FARIDI, MUHAMMAD Z., IMRAN S. CHAUDHRY et M. ANWAR (2009), « The Socio-Economic and Demographic Determinants of Women Work Participation in Pakistan: Evidence from Bahawalpur District », *A Research Journal of South Asian Studies*, vol. 24, n° 2, pp. 351-367, July.
- FARRE, L. et F. VELLA (2007), « The Intergenerational Transmission of Gender Role Attitudes and Its Implications for Female Labor Force Participation » *IZA DP*, n° 2802, *Bonn, Germany: Institute for the Study of Labor*.
- FERNANDEZ, R., A. FOGLI, et C. OLIVETTI (2004), « Mothers and Sons Formation and Female Labor Force Dynamics », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 119, n° 4: pp. 1249-1299.
- GALOR, O. et WEIL, D. N. (1996), « The Gender Gap, Fertility and Growth », *American Economic Review*, vol. 86, n° 3, pp. 374-387.
- GARCIA, P. (1995), « Employment and participation in Chile », *Coleccion de Estudios Cieplan N° 41*, pp. 7-40, Santiago, Chile.
- HAFEEZ, A. et E. AHMAD (2002), « Factors determining the labour force participation decision of educated married women in a district of Punjab », *Pakistan economic and social review*, vol. 11, n° 1, pp. 75-88.
- KAUR, P. et G. KAUR (2012) « Factors affecting female labour force participation in Punjab: An inter-district analysis », *Journal of Research in Peace, Gender and Development (ISSN: 2251-0036)* vol. 2 n°4 pp. 81-88, April.
- KLASEN, S. (1999), « Does Gender Inequality Reduce Growth and Development? », *World Bank Policy Research Report Working Paper 7*.

- KOZEL, V., et H. ALDERMAN (1990), « Factors Determining Work Participation and Labour Supply Decisions in Pakistan's Urban Area », *The Pakistan Development Review*, vol. 29, n° 1, pp. 1-18.
- LETABLIER, M. T., A. LUCI, A. MATH, et O. THÉVENON, (2009) « The Costs of Raising Children and the Effectiveness of Policies to Support Parenthood in European Countries: a Literature Review », *INED Working Paper* 158.
- LONGWE, A., S. JEROEN, J. EELKE (2013), « Number and spacing of children and women's employment in Africa », *NICE Working Paper* 13-103, pp. 1-23, March.
- LOPEZ-CLAROS, A. et ZAHIDI, S. (2005), « Women's Empowerment: Measuring the Global Gender Gap », *World Economic Forum* 2005.
- MINCER, J. (1962), « Labour Force Participation of Married Women: A Study of Labour Supply ». In H. G. Lowis (ed.), *Aspects of Labour Economics*, Princeton, N. J., Princeton University Press, pp. 63-97.
- NAQVI, ZAREEN F. et S. LUBNA (2002). « How do women decide to work in Pakistan? », *The Pakistan Development Review*, vol. 41, n° 4 pp. 495-513.
- PISSARIDES, C. (2006), «Lisbon Five Years Later : What Future for European Employment and Growth ?», Keynote Address delivered at the Austrian Presidency Conference on *Innovations in Labour Market Policies : Challenges in Times of Globalisation*.
- SACKEY, H.A. (2005), “Female Labor Force Participation in Ghana: The Effects of Education”. *AERC Research Paper* 150, Nairobi.
- SEGUINO, S. (2007), « Evidence on Global Trends in Gender Norms and Stereotypes », *Feminist Economics*, vol 13, n° 2 pp. 1-28.

ANNEXES

A.1- Procédure de calcul de l'indice de Myers

Le calcul de l'indice de Myers se déroule en quatre (04) étapes ou opérations :

➤ Opération n°1

On calcule les sommes S_u des effectifs des personnes de 10 ans et plus dont les âges se terminent respectivement par chacun des chiffres de 0 à 9. Soit $P(10d + u)$ l'effectif des personnes dont l'âge a pour chiffre des dizaines d et pour chiffre des unités u

$$S_u = \sum_{d=1}^{d_{max}} P(10 * d + u)$$

➤ Opération n°2

On calcule de même les sommes pour les 20 ans et plus :

$$S'_u = \sum_{d=2}^{d_{max}} P(10 * d + u)$$

➤ Opération n°3

Les effectifs remaniés de Myers sont les quantités T_u définies par :

$$T_u = (u + 1) * S_u + (9 - u) * S'_u$$

➤ Opération n°4

On calcule l'effectif remanié total T :

$$T = \sum_{u=0}^9 T_u$$

L'indice de Myers vaut alors:

$$I = \sum_{u=0}^9 \left| 100 * \frac{T_u}{T} - 10 \right|$$

Les calculs sont présentés dans le tableau ci-dessous

Tableau 5: Eléments de calcul de l'indice de Myers

u	Su	u+1	S'u	9-u	Tu	100*Tu/T	 100*Tu/T-10
0	1747	1	1747	9	17470	11,885	1,885
1	1178	2	1178	8	11780	8,014	1,986
2	1207	3	1207	7	12070	8,211	1,789
3	1095	4	1095	6	10950	7,449	2,551
4	1073	5	1073	5	10730	7,300	2,700
5	2196	6	1449	4	18972	12,907	2,907
6	1774	7	1100	3	15718	10,693	0,693
7	1653	8	932	2	15088	10,265	0,265
8	2007	9	1189	1	19252	13,097	3,097
9	1496	10	866	0	14960	10,178	0,178
Total	-	-	-	-	146990	-	18,050

Source : Exploitation des données de l'EDS-MICS (2011)

A.2- Résultats du calcul de la parité estimée par la méthode de Brass

<i>i</i>	Groupe d'âges	Effectif	Naissances des 5 dernières années	Naissances annuelles moyennes	Taux de fécondité	Cumul	<i>a</i>	<i>b</i>	<i>c</i>	<i>Fi</i>
1	15-19	3590	990	198	55,1532	275,766	2,147	-0,244	0,0034	88,00754
2	20-24	3118	3052	610,4	195,7665	1254,599	2,838	-0,758	0,0162	724,527
3	25-29	2661	3327	665,4	250,0564	2504,88	2,76	-0,594	0,0133	1875,559
4	30-34	1908	2202	440,4	230,8176	3658,969	2,949	-0,566	0,0025	3108,196
5	35-39	1688	1344	268,8	159,2417	4455,177	3,029	-0,823	0,0006	4060,396
6	40-44	1274	650	130	102,0408	4965,381	3,419	-2,966	-0,0001	4720,086
7	45-49	1187	167	33,4	28,13816	5106,072	3,535	-0,007	-0,0002	5063,114
	Total	15426	11732	2346,4						

$$A = 4855,199$$

$$B = 5464,683$$

Source : Exploitation des données de l'EDS-MICS (2011)

A.3- Mesures d'association entre la variable expliquée et chacune des variables indépendantes à l'aide du chi-deux

Variables+Modalités	Effectifs (N)	Proportions (Pi)	Variables+Modalités	Effectifs (N)	Proportions (Pi)
Groupe d'âges ***			Nombre d'enfants de moins de 5 ans vivant dans le ménage ***		
15-19	3588	0,40	0 (<5ans)	4647	64,8%
20-24	3125	0,60	1 (<5ans)	4306	69,8%
25-29	2689	0,75	2 (<5ans)	3492	69,8%
30-34	1942	0,83	3 (<5ans)	1715	67,9%
35-39	1680	0,86	4 (<5ans)	710	68,6%
40-44	1244	0,87	5-19 (<5ans)	551	73,0%
45-49	1156	0,89	Milieu de résidence ***		
Niveau d'instruction de la femme ***			GV	3370	62,7%
sans niveau	3085	69,9%	PV	4861	61,7%
Primaire	5212	79,0%	RUR	6645	76,1%
Secondaire	6282	59,4%	Lien de parenté avec le chef de ménage ***		
Supérieur	842	59,4%	Chef Mén	1697	83,2%
Religion ***			Epouse	7050	76,7%
Catholique	5642	67,8%	Fille	3363	53,0%
Protestant	5217	72,0%	Belle fille	472	72,7%
Musulman	3145	59,1%	Petite fille	367	47,1%
Animiste	433	79,7%	Mère/belle mère/soeur	529	68,6%
Autre chrétien	390	70,8%	Autre relation	664	59,6%
Sans religion	369	77,0%	filles adoptives	146	46,6%
Ethnie ***			Sans lien	355	63,9%
Arab-Choa/Peulh/Haoussa/Kanuri	1420	49,4%	Nièce	774	43,0%
Biu-Mandara	2157	72,0%	Sexe du chef de ménage NS		
Adamaoua-Oubangui	1470	73,7%	Masculin	11446	67,9%
Bantoïde Sud-Ouest	212	74,1%	Féminin	3976	68,7%
Grassfields	2168	76,8%	Taille du ménage **		
Bamilike/Bamoun	3709	65,2%	1-5	5783	69,3%
Côtier/Ngoe/Oroko	669	71,9%	6-10	6941	67,9%
Beti/Bassa/Mbam	2766	66,8%	11-15	1954	65,9%
Kaka/Maka/Pygmée	397	73,6%	16-20	489	65,8%
Niveau de vie ***			21-43	255	69,0%
Très pauvre	2480	75,0%	Nombre de naissances des 5 dernières années ***		
Pauvre	2750	77,9%	Pas de naissance	7776	62,3%
Moyen	2922	70,3%	1 naissance	4176	73,5%
Riche	3517	64,7%	2 naissances	2889	74,6%
Très riche	3753	58,0%	3 à 6 naissances	582	74,1%

Variables+Modalités	Effectifs (N)	Proportions (Pi)	Variables+Modalités	Effectifs (N)	Proportions (Pi)
Etat matrimonial		***	Occupation du conjoint/partenaire		***
Célibataire	4305	46,7%	N'a pas travaillé	318	56,3%
en union	9790	75,5%	Cadre/technicien/direction	910	76,4%
Veuve	446	88,3%	Employé de bureau	347	77,8%
Divorcée/Séparée	882	80,5%	Ventes	1630	67,7%
Niveau d'instruction du conjoint/partenaire		***	Agriculture	4100	82,9%
sans niveau	2258	69,4%	Employé de maison	270	70,0%
Primaire	3462	82,6%	Services	491	74,9%
Secondaire	3784	76,3%	Ouvrier qualifié	2726	75,6%
Supérieur	1048	71,3%	Ouvrier non qualifié	271	72,0%

(*) = 10% ; (**) = 5% ; (***) = 1% ; ns =non significatif

A.4- Modèle à pas croissant

Variables et modalités	Effets bruts	Effets nets												
		M0	M1	M2	M3	M4	M5	M6	M7	M8	M9	M10	M11	M12
Milieu de résidence (MR=Rural)		***	***	***	***	***	***	***	***	***	***	***	***	***
Grde ville	0,601***	0,552***	0,419***	0,403***	0,390***	0,408***	0,462***	0,610***	0,601***	0,605***	0,602***	0,602***	0,614***	0,601***
Ptte ville	0,585***	0,535***	0,477***	0,475***	0,474***	0,469***	0,526***	0,617***	0,602***	0,605***	0,606***	0,603***	0,603***	0,600***
Ethnie (MR=Bamiléké/Bamoun)		***	***	***	***	***	***	***	***	***	***	***	***	***
Ar/Peuhl	0,304***		0,246***	0,351***	0,349***	0,412***	0,422***	0,417***	0,420***	0,418***	0,417***	0,417***	0,449***	0,445***
Biu-Mand	0,952[ns]		0,730***	0,758***	0,766***	0,857[ns]	0,853[ns]	0,806**	0,804**	0,860**	0,792**	0,789**	0,826*	0,817*
Adm-Oub	1,197*		0,888[ns]	0,898[ns]	0,912[ns]	0,964[ns]	0,937[ns]	0,906[ns]	0,893[ns]	0,894[ns]	0,887[ns]	0,884[ns]	0,885[ns]	0,874[ns]
Sd-Ouest	2,196***		1,768**	1,573[ns]	1,561[ns]	1,611[ns]	1,658*	1,670*	1,649*	1,665*	1,665*	1,666*	1,630[ns]	1,603[ns]
Grssfields	3,302***		2,606***	2,306***	2,255***	2,182***	2,186***	2,222***	2,213***	2,217***	2,189***	2,188***	2,113***	2,109***
Côtier/...	1,527***		1,249[ns]	1,098[ns]	1,099[ns]	1,139[ns]	1,126[ns]	1,152[ns]	1,162[ns]	1,160[ns]	1,149[ns]	1,153[ns]	1,152[ns]	1,145[ns]
Bti/Bsa/Mbm	1,028[ns]		1,004[ns]	0,923[ns]	0,949[ns]	0,980[ns]	0,993[ns]	1,006[ns]	0,995[ns]	0,997[ns]	0,992[ns]	0,991[ns]	0,998[ns]	0,995[ns]
Kka/Mka/Pygm	1,498**		1,417**	1,258[ns]	1,284[ns]	1,274[ns]	1,234[ns]	1,201[ns]	1,166[ns]	1,172[ns]	1,163[ns]	1,168[ns]	1,148[ns]	1,145[ns]
Religion (MR=Catholique)		***	***	***	***	***	***	***	***	***	***	***	***	***
Protest	1,399***			1,191**	1,185**	1,163**	1,155**	1,147**	1,145*	1,149**	1,147**	1,145*	1,153**	1,144*
Musulm	0,426***			0,652***	0,664***	0,662***	0,672***	0,662***	0,658***	0,660***	0,659***	0,659***	0,655***	0,649***
Animist	1,425**			1,121[ns]	1,123[ns]	1,182[ns]	1,139[ns]	1,141[ns]	1,136[ns]	1,139[ns]	1,136[ns]	1,150[ns]	1,202[ns]	1,196[ns]
Aut. Chrt	1,389*			1,090[ns]	1,062[ns]	1,059[ns]	1,079[ns]	1,099[ns]	1,073[ns]	1,078[ns]	1,073[ns]	1,071[ns]	1,068[ns]	1,054[ns]
Sans relig	1,409*			0,976[ns]	0,999[ns]	1,017[ns]	1,013[ns]	0,981[ns]	0,974[ns]	0,980[ns]	0,979[ns]	0,970[ns]	0,975[ns]	0,979[ns]
Taille du ménage (MR=6-10)				**	*	*	*	*	*	*	*	*	[ns]	*
1-5	0,916*				1,086[ns]	1,087[ns]	1,075[ns]	1,082[ns]	1,009[ns]	1,018[ns]	0,995[ns]	0,962[ns]	0,962[ns]	0,960[ns]
11-15	0,754***				0,803***	0,810**	0,819**	0,827**	0,843**	0,827**	0,830**	0,820**	0,814[ns]	0,817**
16-20	0,666***				0,838[ns]	0,852[ns]	0,857[ns]	0,880[ns]	0,889[ns]	0,865[ns]	0,872[ns]	0,787[ns]	0,775[ns]	0,769[ns]
21-43	0,785[ns]				0,793[ns]	0,820[ns]	0,808[ns]	0,835[ns]	0,862[ns]	0,831[ns]	0,837[ns]	0,740[ns]	0,728[ns]	0,727[ns]

Variables et modalités	Effets bruts	Effets nets												
		M0	M1	M2	M3	M4	M5	M6	M7	M8	M9	M10	M11	M12
<i>Niveau d'instruction du conjoint (MR=Secondaire)</i>						***	***	***	***	***	***	***	***	***
Sans niv	0,684***					0,743***	0,669***	0,644***	0,640***	0,641***	0,638***	0,638***	0,706***	0,702***
Primaire	1,436***					1,206***	1,120[ns]	1,073[ns]	1,074[ns]	1,072[ns]	1,072[ns]	1,068[ns]	1,039[ns]	1,037[ns]
Supérieur	0,759***					0,744***	0,792**	0,837*	0,829*	0,831*	0,828*	0,827*	0,899[ns]	0,916[ns]
<i>Type d'occupation du conjoint (MR=Agriculture)</i>							***	***	***	***	***	***	***	***
N'a pas trav	0,284***						0,414***	0,434***	0,442***	0,442***	0,438***	0,439***	0,449***	0,459***
Cdre/tech	0,686***						0,747**	0,818[ns]	0,794*	0,796*	0,795*	0,793*	0,807*	0,806*
Empl_Bur	0,769*						0,786[ns]	0,848[ns]	0,819[ns]	0,828[ns]	0,826[ns]	0,825[ns]	0,816[ns]	0,810[ns]
Ventes	0,437***						0,668***	0,704***	0,694***	0,698***	0,696***	0,695***	0,700***	0,701***
Empl_Msn	0,481***						0,534***	0,550***	0,545***	0,548***	0,544***	0,545***	0,535***	0,537***
Services	0,653***						0,631***	0,652***	0,636***	0,638***	0,636***	0,640***	0,638***	0,630***
Ouv qlfié	0,666***						0,802***	0,830**	0,830**	0,833**	0,831**	0,832**	0,829**	0,832**
Ouv nqlfié	0,508***						0,515***	0,517***	0,518***	0,523***	0,521***	0,519***	0,510***	0,513***
<i>Niveau de vie du ménage (MR=Très riche)</i>							***	***	***	***	***	***	***	***
Très pauvre	1,368***							1,517***	1,515***	1,531***	1,575***	1,582***	1,566***	1,561***
Pauvre	2,015***							1,802***	1,772***	1,793***	1,836***	1,836***	1,759***	1,765***
Moyen	1,462***							1,573***	1,563***	1,578***	1,605***	1,615***	1,513***	1,514***
Pauvre	1,115[ns]							1,188**	1,178**	1,191**	1,201**	1,204**	1,156*	1,161*

Variables et modalités	Effets bruts	Effets nets												
		M0	M1	M2	M3	M4	M5	M6	M7	M8	M9	M10	M11	M12
<i>Lien de parenté avec le chef de ménage (MR=Conjointe)</i>								***	***	***	***	***	***	***
Chef mnge	1,999***							1,489***	1,908***	1,886***	1,873***	1,873***	1,710***	
Fille	0,599***							0,936[ns]	1,047[ns]	1,010[ns]	1,003[ns]	1,001[ns]	0,877[ns]	
Belle fille	0,753**							0,850[ns]	0,949[ns]	0,924[ns]	0,919[ns]	0,911[ns]	0,891[ns]	
Ptte fille	0,584*							0,992[ns]	1,100[ns]	1,054[ns]	1,068[ns]	1,099[ns]	0,950[ns]	
Mèr/BM/Sr	1,287[ns]							1,268[ns]	1,383*	1,343[ns]	1,344[ns]	1,328[ns]	1,131[ns]	
Aut. Relatn	0,791*							1,223[ns]	1,314*	1,275[ns]	1,271[ns]	1,256[ns]	1,175[ns]	
Fille adopt	0,332***							0,513[ns]	0,570[ns]	0,554[ns]	0,546[ns]	0,548[ns]	0,505[ns]	
Sans lien	1,274[ns]							1,600*	1,847**	1,777**	1,786**	1,789**	1,665*	
Nièce	0,358***							0,620*	0,753[ns]	0,720*	0,720*	0,732[ns]	0,653**	
<i>Sexe du chef de ménage (MR=masculin)</i>								**	**	**	**	**	*	
Féminin	1,286***							0,773**	0,775**	0,780**	0,790**	0,800*		
<i>Nombre de naissances des 5 années ayant précédé l'enquête (MR=Pas de naissance)</i>								[ns]	[ns]	[ns]	[ns]	[ns]		
1 naisnce	0,752***							0,946[ns]	0,992[ns]	0,994[ns]	0,994[ns]	0,997[ns]		
2 naisnces	0,728***							0,887[ns]	0,943[ns]	0,940[ns]	0,940[ns]	0,946[ns]		
3 à 6 nais	0,674***							0,834[ns]	0,888[ns]	0,878[ns]	0,878[ns]	0,882[ns]		

Variables et modalités	Effets bruts	Effets nets												
		M0	M1	M2	M3	M4	M5	M6	M7	M8	M9	M10	M11	M12
Nombre d'enfants de moins de 5 ans vivant dans le ménage (MR=0 (<5ans))												[ns]	[ns]	[ns]
1 (<5ans)	0,863**											1,005[ns]	1,008[ns]	1,012[ns]
2 (<5ans)	0,762***											0,885[ns]	0,888[ns]	0,893[ns]
3 (<5ans)	0,617***											0,844[ns]	0,849[ns]	0,857[ns]
4 (<5ans)	0,720***											1,027[ns]	1,027[ns]	1,037[ns]
5-19 (<5ans)	0,699***											1,131[ns]	1,134[ns]	1,152[ns]
Niveau d'instruction de la femme (MR=Secondaire)												***	***	
Sans niv	0,807***											0,882[ns]	0,882[ns]	
Primaire	1,737***											1,317***	1,306***	
Supérieur	0,867[ns]											0,838[ns]	0,836[ns]	
Etat matrimonial (MR=En union)												***		
Veuve	2,508***											1,049[ns]		
Divorcé	1,359***											1,469***		
Groupe d'âges (MR=15-19)		***	***	***	***	***	***	***	***	***	***	***	***	
20-24	1,794***	1,919***	1,807***	1,780***	1,756***	1,789***	1,757***	1,771***	1,754***	1,766***	1,820***	1,818***	1,825***	1,801***
25-29	3,092***	3,372***	3,041***	2,997***	2,979***	3,086***	2,971***	3,018***	2,904***	2,938***	3,038***	3,053***	3,104***	3,049***
30-34	4,604***	5,042***	4,513***	4,419***	4,454***	4,690***	4,487***	4,617***	4,342***	4,409***	4,506***	4,513***	4,523***	4,418***
35-39	5,822***	6,409***	5,931***	5,730***	5,844***	6,167***	5,982***	6,087***	5,586***	5,669***	5,645***	5,597***	5,613***	5,492***
40-44	6,507***	7,014***	6,558***	6,390***	6,522***	6,933***	6,824***	6,987***	6,285***	6,391***	6,253***	6,210***	6,316***	6,189***
45-49	8,248***	8,959***	7,633***	7,398***	7,515***	7,995***	7,751***	7,862***	6,972***	7,081***	6,821***	6,827***	6,859***	6,722***
Prob>Chi2		0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

(***) = 1% ; (**) = 5% ; (*) = 10% ; ns = non significatif