

Fécondité et accessibilité à l'emploi salarié des femmes à Cotonou (Bénin)

Nobert Kpadonou¹, Astrid Flénon², Bénédicte Gastineau³

Version soumise le 15 octobre 2011

Introduction⁴

Si les femmes africaines sont nombreuses à exercer une activité économique, rares sont celles qui ont accès à un emploi formel. La majorité des femmes occupent des emplois informels, précaires et dans le secteur agricole, principal employeur. Elles accèdent difficilement aux emplois salariés et ont souvent un statut d'aide familiale ne leur donnant pas droit à une rémunération. En Afrique, comme ailleurs, on observe de fortes inégalités entre les hommes et les femmes sur le marché du travail (Kéké, Biao, 2010). Parmi les facteurs de ces inégalités, la moindre scolarisation des filles est souvent citée. Le contexte culturel joue aussi un rôle essentiel : les femmes doivent être avant tout des épouses et des mères (Oppong, 1989), les hommes, eux, doivent assurer la survie économique de leur famille. Les caractéristiques d'un emploi formel, salarié paraissent alors peu compatibles avec ce que la société attend d'une femme, c'est-à-dire qu'elle assume l'ensemble des charges domestiques, l'éducation et la prise en charge des enfants. La conciliation de la vie familiale et de la vie professionnelle est particulièrement difficile dans des contextes urbains où les contraintes sont nombreuses : longs temps de déplacement entre le domicile et les lieux de travail ou les écoles, difficulté de faire garder ses enfants, etc. On peut supposer que les emplois indépendants permettent plus facilement de concilier vie reproductive, vie maritale et vie professionnelle : il serait par exemple plus facile pour une femme en autoemploi que pour une femme salariée de suspendre quelques heures ou quelques jours son activité pour s'occuper d'un enfant malade ou d'adapter ses horaires de travail à des obligations familiales, etc.

Puisque l'éducation des enfants est une tâche presque exclusivement féminine en Afrique, la forte fécondité est souvent vue comme un autre obstacle à l'emploi des femmes sur le marché du travail formel. Les conditions de vie urbaine et l'accès des femmes à l'emploi salarié est d'ailleurs souvent cité comme un facteur de baisse de la fécondité. Toutefois le lien entre l'accès des femmes au marché de l'emploi et le niveau de la fécondité est complexe. Les outils que propose Becker (1960,1991) sont intéressants pour saisir à un niveau d'analyse fin, la relation entre la fécondité et le travail des femmes. L'idée principale (Becker, 1960) est que les décisions en matière de fécondité peuvent s'analyser en terme économique, l'enfant étant considéré comme un bien durable. La famille (ou le ménage) fonctionne comme une petite « firme », une unité de production et de consommation. Les décisions d'avoir un enfant découlent alors d'un raisonnement en termes de coût et de bénéfice. Les parents définissent des priorités quant à la quantité (nombre d'enfants) et à la qualité (scolarisation, santé...) de leur descendance. Une variable importante de la valeur des enfants est la valeur du potentiel

¹ Assistant de recherche en statistique - CEFORP (Bénin) - IRD (France)

² Assistant de recherche en sociologie - CEFORP (Bénin) - IRD (France)

³ Chargée de recherche en démographie à l'IRD (Laboratoire Population-Environnement-Développement – UMR 151)

⁴ Ce travail s'inscrit dans le cadre du programme « Familles, Genre et Activité en Afrique » (FAGEAC) – ANR-10-SUDS-005-01 – 2010-2013 ; partenaires : CEFORP, Bénin ; ISSP, Burkina Faso ; LPED, France ; URD, Togo.

économique des femmes, car « le coût de l'enfant dépend de façon significative de la valeur du temps des femmes mariées, parce que le coût du temps des mères est la composante majeure du coût total de production et d'élevage des enfants » (Becker, 1991, p.140, d'après notre traduction). Cette analyse micro-économique a été largement discutée (« Are Babies Consumer Durables ? » demande J. Blake en 1968) : notamment parce que cette approche considère la famille comme un acteur économique qui ne possède qu'une seule fonction d'utilité. Les membres du ménage peuvent avoir des préférences très différentes les uns des autres et cette agrégation en une seule fonction d'utilité n'est pas toujours satisfaisante. Manser et Brown (1980) ont proposé un modèle comportant plusieurs fonctions d'utilité explicitement différentes grâce à la théorie de la négociation.

De plus, comme le rappelle Donahoe (1999), à propos des pays du Sud, la relation entre le travail des femmes et la fécondité doit être toujours considéré dans son contexte : le type de travail, l'offre de solutions alternatives pour la garde, les soins des enfants dépendent d'une multitude de facteurs nationaux ou locaux comme l'offre et l'acceptabilité des méthodes contraceptives, le statut de la femme, les relations de pouvoirs et décision dans le ménage et les opportunités des femmes et des enfants d'accéder à un emploi rémunéré. La concurrence entre rôles productifs et reproductifs s'inscrit dans un contexte social et historique. Par exemple, la manière dont on s'acquitte des tâches domestiques s'est transformée au cours du 20^e siècle. La conservation des aliments, la préparation des repas et l'entretien ménager ont été bouleversés par l'apparition et la rapide baisse du coût des appareils domestiques qui, en réduisant le temps nécessaire à ces tâches, ont libéré une partie du temps des femmes et augmenté le coût d'opportunité du travail domestique (Greenwood et Guner, 2004). La scolarisation obligatoire des enfants a également contribué à libérer le temps des mères. Pour une partie de la population, la quantité de temps qu'une famille doit consacrer aux tâches domestiques a diminué et la scolarisation de plus en plus fréquente des filles a permis d'augmenter le capital humain de la population féminine : la conciliation entre travail domestique, éducation, soins des enfants et activité économique des femmes ne se pose plus de la même façon.

Les études empiriques confirment toute la complexité du lien entre emploi et fécondité des femmes et la nécessité de tenir compte du contexte socioculturel, économique et institutionnel. Elles portent surtout sur les pays développés. Une revue de la littérature montre que les méthodes pour analyser le lien entre emploi des femmes et fécondité sont très diverses et les résultats sont rarement convergents d'une étude à l'autre. Angrist et Evans (1996) ont étudié l'effet de la taille des ménages sur l'offre de travail des parents. Leurs analyses sont basées sur les micro-données des recensements de 1970, 1980 et 1990 aux Etats-Unis. Ils s'intéressent à l'impact d'avoir un troisième enfant sur l'offre de travail en estimant un modèle qui régresse l'offre de travail sur la variable avoir plus de deux enfants. Angrist et Evans (1996) considèrent qu'il y a des raisons théoriques de croire que la fécondité et l'offre de travail sont simultanément déterminées puisque le marché du travail a aussi un effet sur la décision d'avoir des enfants. La variable nombre d'enfants n'est donc pas exogène et les estimateurs des MCO sont biaisés. Pour contourner cette difficulté, la variable explicative nombre d'enfants a été instrumentée. L'instrument utilisé est la composition par sexe des deux premiers enfants. Les parents dont les deux premiers enfants sont de même sexe ont plus tendance à avoir un troisième enfant que les parents dont les deux premiers enfants sont de sexe différent. Puisque la composition par sexe des enfants est aléatoire, elle ne peut pas être influencée par le marché de travail. Théoriquement, un tel instrument est valide et permettrait de corriger le biais d'endogénéité entre le nombre d'enfants et l'offre de travail. Les résultats confirment que les femmes dont les deux premiers enfants sont de même sexe ont une

parité supérieure à celle dont les deux premiers enfants sont de sexe différent ; et les résultats des estimations montrent une relation négative entre le nombre d'enfants et l'offre de travail.

Laplante (2006) étudie l'évolution de la relation entre le travail rémunéré et la fécondité chez les canadiennes nées entre 1926 et 1961 à partir des données rétrospectives. Il analyse l'évolution du rythme de l'accès au premier emploi, de la formation de la première union et de la naissance du premier enfant. Il propose un modèle qui permet de capter, à partir de l'histoire des naissances et de la trajectoire d'emploi, l'évolution empirique de la relation entre le travail et la fécondité au fil des cohortes dans le sous-échantillon des femmes canadiennes nées entre 1926 et 1961. Les résultats montrent que la relation entre le travail rémunéré des femmes et le niveau de la fécondité change au cours de la dernière moitié du 20^e siècle. Le risque relatif de donner naissance à un premier enfant sans jamais avoir travaillé augmente puis diminue, alors que le risque de donner naissance au premier enfant après avoir travaillé augmente et que celui de donner naissance au premier enfant en travaillant décroît légèrement. Dans les générations les plus anciennes, on travaillait pendant quelques années avant de se marier et d'avoir des enfants; dans les générations intermédiaires, il était courant de se marier jeune, peu après la fin des études et d'avoir rapidement son premier enfant; dans les générations les plus récentes, on travaille avant de se mettre en union et on se retire du marché du travail pour avoir son premier enfant en abandonnant son emploi ou en prenant un congé de maternité.

S'intéressant au cas particulier de la France, Bac et *al.* (2005) ont analysé sur la base des données enquêtes emploi de l'INSEE de 1975 à 2002, le lien entre la fécondité et l'accès à l'emploi. Ils estiment à partir d'un modèle logit la probabilité annuelle qu'une femme en période féconde connaisse l'évènement « naissance ». Pour contrôler le biais de simultanéité, ils prennent pour occupation de la mère, la situation antérieure (6 ou 12 mois) à la naissance considérée tout en reconnaissant que cette approche est discutable. Les résultats ne permettent pas d'imputer à l'emploi un rôle dans l'explication de la fécondité.

Schockaert (2005) fait le point des études latino-américaines sur la relation entre le travail féminin et la fécondité, distinguant celles qui utilisent des données transversales de celles qui utilisent des données longitudinales. De nouveau, les résultats des recherches sont très différents selon la méthode utilisée et le contexte de l'étude. Les analyses transversales concluent certes pour la plupart une relation négative entre la fécondité et l'emploi des femmes (Weller, 1989, Stycos, 1968, Szembik, 1990) mais les études longitudinales sont moins unanimes. Au terme de sa revue de la littérature, Schockaert (2005) suggère que les recherches à venir s'orientent vers des généralisations de type : « un travail *x* et la fécondité évoluent en sens opposé (ou parallèle) à travers le mécanisme *y* qui peut être compris par les rapports sociaux *z* ».

Parmi les études qui concernent l'Afrique francophone, citons celle de Béguy (2009). Il analyse la relation entre la fécondité et l'emploi à Lomé. Dans une démarche analogue à celle de Laplante (2006), il s'intéresse particulièrement au premier emploi rémunéré et l'entrée en vie féconde. Il constate que les femmes de Lomé ont globalement accès à un emploi rémunéré avant la naissance de leur premier enfant et que le premier enfant n'entrave pas l'accès à un emploi rémunéré. Par ailleurs, les femmes exerçant des activités qualifiées salariées ont plus tôt leur premier enfant que celles installées à leur propre compte mais en fin de vie féconde, les indépendantes ont plus d'enfants que les salariées.

Beaucoup des recherches menées jusque dans les années 1980, notamment menées sur l'Afrique, insistent sur la relation entre le travail salarié et l'amélioration du statut des femmes : le travail est vu alors comme une solution à l'enfermement des femmes et à leur dépendance. De nombreuses études postulaient qu'au niveau individuel, la reconnaissance du statut d'active pour une femme est synonyme d'émancipation, d'un meilleur statut familial et social et par conséquent d'une fécondité plus faible (Poirier, Piché, Neill, 1989). Toutefois, la corrélation doit tenir compte de la complexité du contexte économique et socioculturel. Le salaire ne confère pas toujours aux individus, homme ou femme, un statut plus élevé ou plus d'autonomie.

Du fait de sa complexité, le lien entre travail des femmes et fécondité est difficile à observer. Les grandes enquêtes quantitatives, de type Enquêtes Démographiques et de Santé (EDS) sont utiles, elles peuvent permettre de mesurer le lien mais pas toujours de l'expliquer ni même de le contextualiser. Le recueil de données qualitatives s'avère nécessaire. C'est dans cet esprit que nous nous interrogeons sur le lien entre le niveau de la fécondité et l'accessibilité des femmes à l'emploi dans la ville de Cotonou. Notre étude vise d'abord à mesurer au niveau individuel la relation entre le nombre d'enfants et le risque pour une femme d'accéder à un emploi salarié, ceci à travers un modèle d'analyse statistique microéconomique. Pour aider à l'interprétation des résultats du modèle, nous analyserons la question de la conciliation la vie familiale et la vie professionnelle à travers l'histoire de douze femmes auprès desquelles nous avons mené des entretiens approfondis.

Contexte

Le taux global d'activité exprime la part de la population active au sein de la population en âge de travailler (10 ans et plus). Le taux d'activité à Cotonou est de 52%. Le taux d'activité de la population féminine (49%) est légèrement inférieur à celui des hommes (53%). Les inactifs sont principalement des étudiants et des élèves. Quatre-vingt trois pour cent des emplois sont dans le secteur informel (RGPH, 2003). Par ailleurs, on sait que le secteur formel emploie plus d'hommes que de femmes (au niveau national, le secteur formel privé emploie 41 femmes pour 100 hommes). Les salariés sont peu nombreux. A Cotonou on note que 26% des hommes ont un emploi salarié, 12% des femmes. Cinquante-neuf pour cent des hommes et 63% des femmes ont un emploi indépendant et 11% des femmes et 1% des hommes sont des aides familiales (Fourn, Vouhé, 2006).

En 2006, l'indice synthétique de fécondité est de 3,7 enfants par femme à Cotonou. La quasi-totalité des femmes ont au moins un enfant au cours de leur vie reproductive : seule 1% se retrouve sans enfants à 45-49 ans (EDS, 2006). On peut supposer que les femmes qui restent sans descendance sont des femmes stériles. Il est difficile voire impossible au Bénin de faire le choix de rester sans descendance. Une femme sans enfant est socialement stigmatisée (Klissou, 1992, Dicko, 2008). A Cotonou, le taux de prévalence contraceptive (parmi les femmes en union de 15-49 ans) a augmenté entre 2001 et 2006 (EDS) de 23% à 34%. Toutefois, il faut nuancer cette progression: c'est principalement la méthode de l'abstinence périodique, méthode peu efficace qui progresse (+10 points). Le nombre idéal moyen d'enfants est de 3,7 pour les femmes et 3,8 pour les hommes, il est donc très proche de l'ISF observé (3,7 en 2006).

Données

a) Données quantitatives

Nous utilisons dans notre modèle économétrique les données de l'Enquête Démographique et de Santé de 2006. L'EDS de 2006 est la troisième opération de collecte de cette nature réalisée au Bénin après celles de 1996 et de 2001. Trois questionnaires ont été utilisés au cours de cette enquête à savoir le questionnaire ménage, le questionnaire femme et le questionnaire homme. L'enquête auprès des femmes a porté sur les femmes âgées de 15 à 49 ans au moment de l'enquête. Il avait pour but de recueillir des informations sur les taux de fécondité, de mortalité infantile et infanto-juvénile, sur la connaissance et l'utilisation des méthodes contraceptives et sur la connaissance et les attitudes vis-à-vis des maladies sexuellement transmissibles et le VIH/sida. Ont été collectées des données sur le statut professionnel et les caractéristiques sociales et démographiques de la femme qui nous permettront de mener notre analyse. Pour la ville de Cotonou, 1862 femmes ont été enquêtées. Notre analyse porte sur celles ayant au moins deux enfants vivants, soit un effectif de 831 femmes. Nous distinguons les variables liées à l'emploi qui nous permettront de construire notre variable dépendante et les autres variables qui nous serviront de variables explicatives.

➤ Les variables d'emplois

Quatre questions ont été retenues (les variables sont dichotomisées pour éviter la dispersion des effectifs) :

- La femme travaille-t-elle actuellement ?
- La femme travaille-t-elle pour elle-même ou pour quelqu'un d'autre ?
- La femme travaille-t-elle à la maison ou hors de la maison ?
- Quel est le type de rémunération du travail de la femme ?

Une variable « emploi salarié » a été créée sur la base des quatre variables précédentes. Sont considérées comme salariées les femmes qui déclarent travailler au moment de l'enquête, qui ne travaillent pas pour elles mêmes, qui travaillent hors du domicile et dont la rémunération est en espèce.

➤ Les variables explicatives

- Situation matrimoniale de la femme
- L'âge à la naissance du premier enfant
- Le niveau d'instruction de la femme
- Le milieu de socialisation
- Le niveau d'instruction du conjoint
- Le nombre de femme de 15-49 ans dans le ménage
- Le nombre d'enfants vivants à qui la femme a donné naissance
- La composition par sexe des deux premiers enfants : il s'agit de notre variable instrumentale.

b) Données qualitatives

Les données qualitatives sont issues d'entretiens semi-directifs réalisés dans le cadre du programme Familles, Genre et Activités des femmes en Afrique Subsaharienne. L'objectif principal de cette enquête est d'appréhender la manière dont les femmes de Cotonou s'organisent afin de concilier la vie professionnelle (et surtout leur carrière) avec la vie familiale. Pour ce faire, des entretiens menés

auprès de 12 femmes cadres occupant des postes de responsabilités à divers niveaux de l'administration publique ou privée à Cotonou ont permis de recueillir des données sur l'ensemble de leurs parcours de vie familiale (depuis la famille d'origine à leur famille conjugale) et de vie professionnelle (depuis le parcours scolaire) ainsi que de capter l'organisation familiale mise en place dans le ménage de ces femmes. Les interviewées ont été recrutés de façon raisonnée par boule de neige. Nous avons enquêtées de femmes ayant un emploi de cadre au moment de l'interview, emploi dans l'administration publique ou dans une entreprise publique ou privée.

Nous attirons l'attention sur le fait que les résultats tirés de ces entretiens présentés dans la présente communication sont des résultats préliminaires. L'analyse de ce matériau commence et d'autres entretiens – auprès de femmes et d'hommes - seront réalisés. La communication repose avant tout sur les résultats des analyses quantitatives ; le travail qualitatif apporte des éléments d'interprétation de ces résultats.

Méthode

Modèle économétrique

Pour analyser l'effet des enfants sur le travail salarié des mères, nous disposons de données micro essentiellement qualitatives. Nous utilisons un modèle logit pour estimer la probabilité qu'une femme ait un emploi salarié à Cotonou en fonction du nombre d'enfants qu'elle a engendré. Nous mesurons également l'effet d'autres variables démographiques et sociales sans pour autant chercher à intégrer toutes les variables susceptibles d'influencer les chances pour une femme d'avoir un emploi salarié à Cotonou. Pour éviter le biais de simultanéité entre la fécondité et le travail, nous utilisons la technique de variable instrumentale développée par Angrist et Evans (1996). Nous considérons des femmes ayant au moins deux enfants. L'instrument est la composition par sexe des deux premiers enfants. L'idée est que les femmes qui dont les deux premiers enfants sont de même sexe sont plus tentées d'avoir un troisième enfant que celles dont les deux premiers enfants sont de sexe différent. Nous construisons une variable indicatrice qui prend la valeur un (1) lorsque les deux premiers enfants sont de même sexe et zéro (sinon). Cette variable étant corrélée avec le nombre d'enfants et puisque le sexe des enfants est aléatoire et ne peut être influencé par le marché de travail, alors cette technique permettrait d'identifier l'effet d'un troisième enfant sur la probabilité d'avoir un emploi salarié des mères.

Considérons les femmes ayant au moins deux enfants avec le modèle suivant :

$$y_i = \alpha + \beta_1 n_i + \beta_2 x_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

Où y_i est la variable endogène, n_i le nombre d'enfants, x_i les autres variables explicatives et ε_i le terme d'erreur.

$$\begin{cases} y_i = 1 \text{ si la femme a un emploi salarié} \\ y_i = 0 \text{ sinon} \end{cases}$$

Puisque théoriquement n_i n'est pas exogène, $[E(\hat{\beta}_1)] \neq \beta_1$ car $E(x_i, \varepsilon_i) \neq 0$. On utilise alors la technique des variables instrumentales. Soit z_i une variable instrumentale dichotomique prenant la valeur 1 si les deux premiers enfants sont de même sexe et 0 sinon, l'estimateur de variable instrumentale (VI) de β_1 pour l'équation (1) est le suivant :

$$\hat{\beta}_{1VI} = \frac{E(y_i/z_i=1) - E(y_i/z_i=0)}{E(n_i/z_i=1) - E(n_i/z_i=0)}$$

Où $E(y_i/z_i = 1)$ est la proportion de femme ayant un emploi salarié et dont les deux premiers enfants sont de même sexe, $E(y_i/z_i = 0)$ la proportion de femme ayant un emploi salarié et dont les deux premiers enfants sont de sexe différent, $E(n_i/z_i = 1)$ le nombre moyen d'enfants pour les femmes dont les deux premiers enfants sont de même sexe et $E(n_i/z_i = 0)$ le nombre moyen d'enfants pour les dont les deux premiers enfants sont de sexe différent. z_i est corrélée avec n_i et non corrélée avec ε_i de sorte que $E(z_i, n_i) \neq 0$ et $E(z_i, \varepsilon_i) = 0$.

Soit le modèle suivant :

$$y_i = \alpha + \gamma_1 D_i + \gamma_2 x_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

Où D_i est une variable indicatrice qui prend la valeur 1 si plus que deux enfants pour une mère et 0 sinon. Appliquons une régression logistique de z_i sur la variable D_i comme suit :

$$D_i = \beta + \theta z_i + \gamma x_i + u_i \quad (3)$$

Où, θ et γ sont des paramètres à estimer. On obtient $\hat{D}_i = \hat{\beta} + \hat{\theta} z_i + \hat{\gamma} x_i$. Nous définissons la variable \hat{D}_i à partir des probabilités prédites pour chaque femme. Si la probabilité prédite est supérieure ou égale à 0,5 alors \hat{D}_i prend la valeur 1 et 0 sinon. En substituant \hat{D}_i à D_i dans (2), on obtient le modèle à estimer suivant :

$$y_i = \alpha + \gamma_1 \hat{D}_i + \gamma_2 x_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

L'estimation de l'équation (3.3.4) par une régression logistique permet de déterminer l'effet d'un troisième enfant sur la probabilité qu'une femme ait un emploi salarié à Cotonou. Cet effet est défini de la façon suivante :

$$\hat{\beta}_{1VI} = \frac{E(y_i/z_i=1) - E(y_i/z_i=0)}{E(D_i/z_i=1) - E(D_i/z_i=0)}$$

$E(y_i/z_i = 1)$ est la proportion de femme ayant un emploi salarié et dont les deux premiers enfants sont de même sexe, $E(y_i/z_i = 0)$ la proportion de femme ayant un emploi salarié et dont les deux premiers enfants sont de sexe différent, $E(D_i/z_i = 1)$ la proportion de femme ayant au moins trois enfant et dont les deux premiers enfants sont de même sexe et $E(D_i/z_i = 0)$ la proportion de femme ayant au moins trois enfants et dont les deux premiers enfants sont de sexe différent.

On attend de $\hat{\beta}_{1VI}$ un signe négatif. L'estimation des effets marginaux permettra de quantifier la contribution de chaque variable explicative à cette probabilité. Les effets marginaux s'obtiennent en dérivant $E(y)$ par rapport à la matrice des variables explicatives. Considérons le modèle simplifié suivant pour montrer le mécanisme :

$y = \beta' x + \varepsilon$, où $\varepsilon \sim f(0,1)$ avec f symétrique de paramètres 0 et 1, y une variable observée (l'emploi) mais qui dépend d'une variable y^* qui n'est pas observable. La relation entre y et y^* peut s'écrire :

$$y = \begin{cases} 0 & \text{si } y^* \leq 0 \\ 1 & \text{si } y^* > 0 \end{cases}$$

$Pr(y = 1) = Pr(y^* > 0) = Pr(\beta'x + \varepsilon > 0) = Pr(\varepsilon > -\beta'x)$. En utilisant le fait que la distribution f soit symétrique, on a :

$Pr(\varepsilon > -\beta'x) = Pr(\varepsilon < \beta'x) = F(\beta'x)$. Cette probabilité est en même temps la valeur espérée de y sachant x . En effet, $E(y/x) = 0 \times (1 - F(\beta'x)) + 1 \times F(\beta'x) = F(\beta'x)$.

$$\frac{\partial E(y)}{\partial x} = \frac{\partial F(\beta'x)}{\partial \beta'x} \times \frac{\partial \beta'x}{\partial x} = f(\beta'x)\beta$$

Pour un modèle Logit, $F(\beta'x) = \Delta(\beta'x) = \frac{e^{\beta'x}}{1+e^{\beta'x}}$

$$\begin{aligned} f(\beta'x) &= \frac{\Delta(\beta'x)}{\partial \beta'x} = \frac{\partial}{\partial \beta'x} \left(\frac{e^{\beta'x}}{1+e^{\beta'x}} \right) \\ &= \frac{e^{\beta'x}}{1+e^{\beta'x}} \left(1 - \frac{e^{\beta'x}}{1+e^{\beta'x}} \right) \\ &= \Delta(\beta'x)(1 - \Delta(\beta'x)) \end{aligned}$$

Dans un modèle Logit, les effets marginaux prennent la forme suivante :

$$\frac{\partial E(y)}{\partial x} = \Delta(\beta'x)(1 - \Delta(\beta'x))\beta.$$

Résultats

- a) Le nombre d'enfants n'est pas un facteur explicatif du travail des femmes mais la probabilité pour les femmes d'une part de travailler, d'autre part d'avoir un emploi salarié augmente avec le nombre de femmes adultes dans le ménage

L'estimation de l'équation (4) nous permet d'analyser la relation entre les variables explicatives et chacune des variables d'emploi. Nous avons donc estimé cinq fois l'équation (4). Les résultats sont présentés dans les tableaux 1 et 2. Empiriquement le nombre d'enfants n'est pas un facteur explicatif du travail des femmes à Cotonou. Certes les coefficients sont presque tous négatifs, ce qui laisserait penser à une relation négative entre l'emploi des femmes et le nombre d'enfants, mais ils ne sont pas significativement différents de 0. Les probabilités associées aux coefficients de D sont très largement supérieures à 5%.

Ensuite, les résultats de l'analyse économétrique montrent que le nombre de femmes de 15-49 ans dans le ménage est un facteur explicatif du travail des femmes à Cotonou. Ce résultat peut trouver son explication dans la structure des ménages de Cotonou. Dans environ 70% des ménages de Cotonou, réside au moins un adulte de plus de 15 ans, autre que la femme et son conjoint ; parmi ces adultes, il y a des femmes (mères, sœurs, tantes ou domestiques, etc.). La présence d'autres femmes capables de prendre en charge certains travaux domestiques ou de prendre soin des enfants favorise le travail des mères. Le coût relativement faible d'une domestique, la présence d'une grand-mère ou une parente proche sont autant de facteurs qui facilitent l'activité féminine (Greenwood, Guner, 2004). En moyenne, une femme supplémentaire dans le ménage d'une mère améliore la probabilité que la mère travaille de 4%, qu'elle travaille pour elle-même de 2%, qu'elle travaille hors du domicile de 5%. Le

nombre de femmes âgées de 15-49 ans dans le ménage est également un facteur favorable à l'accessibilité des femmes à l'emploi salarié à Cotonou. Une femme supplémentaire dans le ménage augmente la chance de la mère d'avoir un emploi salarié de 2%, alors qu'un troisième enfant n'a pas d'effet significatif. Ces résultats issus de l'économétrie sont en accord avec les premières analyses des entretiens menés auprès de femmes salariées. Tout d'abord, ces femmes décrivent longuement toutes les contraintes que leur emploi de cadre leur impose : de longues journées de travail et pour certaines des missions fréquentes en dehors de Cotonou. Ces absences du domicile familial nécessitent une certaine organisation domestique, notamment lorsque la femme a des enfants en bas-âge. En effet, pour toutes les femmes, l'éducation des enfants est perçue comme une priorité et comme une tâche revenant d'abord aux femmes. La conciliation entre l'éducation des enfants et leur carrière professionnelle leur apparaît alors comme un vrai « parcours du combattant ». L'expression est utilisée par plusieurs des enquêtées. Conformément au contexte socioculturel béninois, l'ensemble des tâches domestiques reste l'apanage des femmes. Les hommes y contribuent très peu même dans les couples où les deux sont éduqués et où les femmes ont une activité professionnelle qui exige une présence hors du domicile. Son éducation, son autonomie financière (avec un salaire quelques fois supérieur à celui de son conjoint) ne confèrent pas à la femme beaucoup de marge de négociation avec son mari sur la question du partage des tâches domestiques. Toutes les enquêtées insistent sur la question de la cuisine : les hommes n'entrent pas dans la cuisine et les repas doivent être préparés exclusivement par les femmes et la sauce par l'épouse. Il est alors évident que la présence d'une femme dans le ménage pour prendre en charge les tâches domestiques facilite le quotidien de la femme active. Les femmes qui travaillent peuvent aussi faire appel à des domestiques mais on note dans les entretiens une certaine méfiance envers les employés de maison. Ces jeunes filles venues de zone rurale sont souvent perçues comme des personnes à qui on ne peut pas faire confiance, qui manquent d'autorité sur les enfants, qui parlent pas assez bien le français ou qui ne sont pas propres. Les femmes ont de multiples réticences à leur confier leurs enfants. Au quotidien, les femmes assurent seules les tâches domestiques et celles relatives à l'éducation de leurs enfants. Pour celles qui ont dans leur foyer, une mère ou une sœur, elles peuvent partager ce travail. Les femmes qui vivent chez leur belle-mère ont dans les entretiens beaucoup plus insisté sur les inconvénients de cette cohabitation que sur les avantages. Lorsque les femmes s'absentent pour des missions dans le cadre de leur travail, elles font en revanche appel à une femme de leur propre famille (mère, sœur, etc.) pour s'occuper des enfants. Rares sont les femmes qui disent clairement avoir limité le nombre de ses enfants pour mener leur carrière professionnelle mais plusieurs ont déclaré avoir renoncé à certaines choses (promotion, doctorat, etc.) pour pouvoir être au plus près de leur enfants et de leur ménage.

En dehors du nombre de femme dans le ménage, le milieu de socialisation est la seule variable qui contribue de façon significative à la probabilité pour une femme de travailler. Les femmes qui sont nées et qui ont grandi à Cotonou déclarent travailler plus fréquemment que celles qui ont grandi ailleurs. Les effets marginaux montrent que les femmes qui ont grandi à Cotonou ont 7% de chance plus que les autres à exercer une activité. En revanche, le lieu de socialisation n'a pas d'effet sur le choix « travail salarié » ou non ; ce que confirment les entretiens. Ils montrent cependant que l'entourage familial contribue beaucoup à la motivation et à la persévérance des femmes cadres à poursuivre leur travail professionnel et leur carrière. Le rôle de la famille d'origine qu'elle soit rurale ou urbaine demeure prépondérant dans les choix effectués par les femmes.

b) Substitution entre le capital humain de la femme et celui de son conjoint

Le niveau d'instruction est un facteur déterminant de la possibilité pour une femme de Cotonou de travailler pour son propre compte ou pour une autre personne. L'instruction de la femme a un effet positif très significatif sur la probabilité qu'elle travaille pour autrui. En moyenne, le passage d'un niveau d'instruction à un autre améliore cette probabilité de 10%. De même, les femmes les plus instruites sont celles qui ont plus de chance d'avoir un emploi salarié à Cotonou. Le passage d'un niveau d'instruction à un autre améliore la probabilité d'avoir un emploi salarié de 8%. La promotion du salarié féminin passerait par une amélioration de l'accès et le maintien des filles à l'école. L'accumulation du capital humain est un déterminant favorable à l'accès à l'emploi de façon générale et des femmes en particulier. Par contre l'écart entre le niveau d'instruction de la femme et celui de son conjoint n'est pas un facteur explicatif du travail salarié des femmes de Cotonou. La substitution entre le capital humain de la femme et celui de son conjoint n'est pas vérifiée à Cotonou.

c) Le fait d'être mariée ou en union ne diminue pas la probabilité de travailler

Nos résultats montrent que la situation matrimoniale de la femme a aussi un effet positif sur la probabilité de travailler hors du domicile. Les statistiques descriptives ont montré que 62% des femmes qui travaillent hors du domicile sont mariées ou vivent avec un conjoint. En moyenne, un changement dans le statut matrimonial de la femme améliore sa chance de travailler hors du domicile de 8%. Cependant, la situation matrimoniale de la femme n'explique pas empiriquement sa probabilité d'avoir un emploi salarié. Si au Bénin, comme dans de nombreuses autres sociétés africaines, les femmes sont tenues d'être d'abord des mères et des épouses, la dépendance économique totale envers le mari est rare. La plupart des femmes mariées ont une activité économique permettant de dégager un revenu. Ce revenu peut être vital pour la survie de la famille. Les femmes peuvent aussi choisir de travailler pour être autonomes vis-à-vis de leur mari ou de leur famille. Les entretiens menés auprès de femmes cadres à Cotonou confirment que le mariage ou l'entrée en union n'est pas un obstacle à l'activité des femmes. Certaines avaient commencé à travailler avant leur mariage, elles continuent après ; d'autres obtiennent leur premier emploi alors qu'elles sont déjà en couple. Toutefois, les femmes racontent que rapidement après leur entrée en union, elles subissent des pressions notamment de la part de leur belle-famille pour avoir rapidement un premier enfant et que dans ce contexte particulier, on peut les inciter à quitter leur emploi, surtout si celui-ci les éloigne de leur mari. En effet, plusieurs femmes ont vécu leurs premières années de mariage sans corésider avec leur conjoint pour cause d'affectation professionnelle. Plus que le mariage, c'est bien l'arrivée du premier enfant qui modifie le statut de la femme. Les entretiens révèlent que toutes les femmes se sentent soutenues par leur mari dans leur carrière professionnelle, ou du moins pas empêchées. Certains époux apportent leur aide, le plus souvent sous forme d'une contribution matérielle : en leur offrant un véhicule pour faire le déplacement entre leur domicile et leur lieu de travail ; en achetant un frigidaire pour faciliter la gestion des repas ; en payant le salaire d'une domestique, etc.

Tableau 1 - Résultats de l'estimation du modèle (4)

Variables d'emploi	Travaille ou non			Auto emploi			Travail à domicile		
	Coef	z	P>z	Coef	z	P>z	Coef	z	P>z
Matri	-.18005	-0.84	0.399	.20552	0.78	0.438	.34041*	1.91	0.057
Age	-.18200	-0.68	0.494	.14980	0.42	0.676	.13117	0.72	0.473
Inst	.02871	0.19	0.848	1.7708**	7.38	0.000	.10682	1.03	0.302
Msoc	.60996**	2.73	0.006	-.37481	-1.43	0.151	.05477	0.34	0.730
diff_ins	.08894	0.39	0.696	-.17049	-0.58	0.563	.17348	1.06	0.287
Nfem	.36666**	2.37	0.018	.40730**	2.78	0.005	.19724**	2.16	0.031
D	.32854	1.10	0.273	-.05442	-0.17	0.865	-.04857	-0.22	0.829
_cons	1.1089	1.86	0.063	-5.230	-7.05	0.000	-.69806	-1.77	0.077

** Coefficient significativement différent de 0 à un seuil inférieur à 5%

* Coefficient significativement différent de 0 à un seuil inférieur à 10%

Tableau 2 - Résultats de l'estimation du modèle (4) suite

Variables d'emploi	Rémunération			Emploi salarié		
	Coef	z	P>z	Coef	z	P>z
matri	-.53512**	-2.66	0.008	.07234	0.27	0.786
age	-.05570	-0.19	0.846	-.03661	-0.10	0.922
inst	.20406	1.27	0.204	1.9156**	7.26	0.000
msoc	-.38344	-1.53	0.125	-.31645	-1.16	0.244
diff_ins	-.43611*	-1.76	0.078	-.20373	-0.66	0.508
nfem	-.22554*	-1.68	0.093	.45594**	3.01	0.003
D	-.18981	-0.50	0.618	-.0723	-0.21	0.830
_cons	3.5724	6.01	0.000	-5.5654	-7.14	0.000

** Coefficient significativement différent de 0 à un seuil inférieur à 5%

* Coefficient significativement différent de 0 à un seuil inférieur à 10%

Conclusion

Les analyses économétriques et qualitatives permettent de dégager deux résultats importants. Premièrement, il n'existe pas de lien statistiquement significatif entre le nombre d'enfants et l'accès à l'emploi salarié. Malgré l'instrumentation de la variable sexe des deux premiers enfants, la probabilité d'avoir un troisième enfant n'affecte pas significativement l'accès au travail salarié des femmes. L'hypothèse selon laquelle les femmes accèdent plus à l'emploi salarié quand elles ont moins d'enfants n'est pas vérifiée à Cotonou. Cela n'exclut pas l'existence d'autres liens entre famille et travail salarié : une variable significative est la présence dans le ménage d'autres femmes. Les femmes salariées peuvent déléguer des tâches domestiques à d'autres femmes adultes, tâches qu'elles ne peuvent assumer du fait de leur travail. Inversement, ce qui permet aux femmes de convoiter et de garder un emploi salarié à plein temps c'est de pouvoir déléguer les tâches éducatives quelque soit le nombre d'enfants.

Bibliographie

Angrist J., Evans W. M., 1998. Children family size and their parent's labor supply: Evidence from exogenous variation, *American Economic Review*: 450-477

Bac C., Legendre F., Mahieu R., Thibault F. 2005. *Accès à l'emploi et fécondité en France. Que peut-on apprendre des enquêtes emploi de l'INSEE ?* Union Internationale pour l'Etude Scientifique de la Population, 25ème congrès international de la population, Tours, France, 18-23 juillet 2005

Becker G. 1960. An Economic Analysis of Fertility. In: Coale J. (ed.) *Demographic and economic Change in Developed Countries*. Princeton University Press : 69-76

Becker G. 1991. *A treatise on the family*. Havard University Press : 304p.

Béguy D. 2009. The impact of female employment on fertility in Dakar (Senegal) and Lomé (Togo). *Demographic Research*, 20(7): 97-128

Blake J. 1968. Are Babies Consumer Durables. *Population Studies*, 22(5) : 5-25.

Donahoe D. A. 1999. Measuring women's work in developing countries. *Population and development review*, 3: 543-576

Fourn E., Vouhé C., 2006. *Mission d'étude sur le profil genre du Bénin, projet d'appui a l'ordonnateur national ,9 ACP BEN 01*. Rapport final, septembre 2006

Greenwood, J., Gruner N. 2004. *Marriage and Divorce since World War II: Analyzing the Role of Technological Progress on the formation of Households*. Cambridge, National Bureau of Economic Research, Inc., NBER Working Papers n°10772

Laplante B. 2006. L'évolution de la relation entre le travail rémunéré et la fécondité chez les canadiennes nées entre 1926 et 1961. *Cahier Québécois de Démographie*, 35(2) : 71-102

Opong C., 1988 - Les femmes africaines : des épouses, des mères et des travailleuses. in *Populations et sociétés en Afrique au Sud du Sahara*. Paris, L'Harmattan : 421-440.

Poirier J., Piché V., Neill G. 1989. Travail des femmes et fécondité dans les pays en développement : que nous a appris l'enquête mondiale de la fécondité? *Cahiers québécois de démographie*, 18(1) : 159-184

Kèkè J.C. S., Biaou A. 2010. *Dynamique du marche du travail au Bénin*. Projet de renforcement des capacités en Conception et Analyse des Politiques de Développement (CAPOD), Etudes & Documents n° 002/2010

Klissou P. 1992. *La polygamie au Bénin et dans la sous-région ouest-africaine*. Institut de démographie, Université catholique de Louvain, Louvain-la-Neuve. Working Paper n°169 : 38p.

Manser M., Brown M. 1980. Marriage and household decision making: A bargaining analysis. *International Economic Review*, 21 : 31-44

Schockaert, I., 2005. Travail féminin et fécondité en Amérique Latine. Un état de la question. *Population* 60(1-2) : 157-178.

Sur l'auto emploi

Logistic regression

Number of obs = 692
 LR chi2(7) = 131.05
 Prob > chi2 = 0.0000
 Pseudo R2 = 0.2523

Log likelihood = -194.22608

	auto	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval
matri		.1750723	.2621613	0.67	0.504	-.3387545 .6888991
age		.1873473	.3524081	0.53	0.595	-.5033598 .8780544
inst		1.783727	.2239235	7.97	0.000	1.344845 2.222609
msoc		-.3518884	.2650309	-1.33	0.184	-.8713393 .1675626
diff_ins		-.2085838	.2878016	-0.72	0.469	-.7726646 .355497
nfem		.422402	.1407061	3.00	0.003	.1466231 .6981809
D		-.0476099	.3211266	-0.15	0.882	-.6770065 .5817867
_cons		-5.26044	.735048	-7.16	0.000	-6.701108 -3.819773

Effets marginaux

Marginal effects after logit
 $y = \text{Pr}(\text{auto}) (\text{predict})$
 = .06032464

variable	dy/dx	Std. Err.	z	P> z	[95% C.I.]	x
matri	.0099241	.01484	0.67	0.504	-.019166 .039014	1.16763
age*	.0104195	.01925	0.54	0.588	-.027315 .048154	.621387
inst	.1011116	.01267	7.98	0.000	.076278 .125945	1.02457
msoc*	-.0195636	.01479	-1.32	0.186	-.048554 .009427	.426301
diff_ins*	-.0119417	.0166	-0.72	0.472	-.04448 .020596	.547688
nfem	.0239441	.00837	2.86	0.004	.007538 .04035	1.57803
D*	-.0027282	.01863	-0.15	0.884	-.039238 .033782	.757225

(*) dy/dx is for discrete change of dummy variable from 0 to 1

Sur travail domestique

Logistic regression

Number of obs = 692
 LR chi2(7) = 14.63
 Prob > chi2 = 0.0410
 Pseudo R2 = 0.0155

Log likelihood = -465.93636

	dom	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval
matri		.3379885	.1713824	1.97	0.049	.0020852 .6738918
age		.1549493	.1825811	0.85	0.396	-.2029031 .5128017
inst		.1047954	.1059452	0.99	0.323	-.1028534 .3124442
msoc		.0900618	.1584851	0.57	0.570	-.2205632 .4006869
diff_ins		.1758235	.1632917	1.08	0.282	-.1442224 .4958694
nfem		.2008498	.0918637	2.19	0.029	.0208003 .3808994
D		-.0326102	.2229896	-0.15	0.884	-.4696617 .4044413
_cons		-.7438747	.3994442	-1.86	0.063	-1.526771 .0390215

Effets marginaux

Marginal effects after logit
 $y = \text{Pr}(\text{dom}) (\text{predict})$
 $= .56988175$

variable	dy/dx	Std. Err.	z	P> z	[95% C.I.]	X
matri	.0828466	.04198	1.97	0.048	.000567	.165126	1.16763	
age*	.0380592	.04491	0.85	0.397	-.049966	.126084	.621387	
inst	.0256871	.02597	0.99	0.323	-.025208	.076582	1.02457	
msoc*	.0220514	.03875	0.57	0.569	-.053907	.09801	.426301	
diff_ins*	.0431208	.04004	1.08	0.282	-.035361	.121603	.547688	
nfem	.0492316	.0225	2.19	0.029	.005124	.093339	1.57803	
D*	-.0079836	.05452	-0.15	0.884	-.114849	.098882	.757225	

(*) dy/dx is for discrete change of dummy variable from 0 to 1

Sur rémunération

Logistic regression

Number of obs = 692
 LR chi2(7) = 18.65
 Prob > chi2 = 0.0093
 Pseudo R2 = 0.0393

Log likelihood = -228.11087

rem	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
matri	-.5295893	.1969817	-2.69	0.007	-.9156662	-.1435123	
age	-.0543494	.2858529	-0.19	0.849	-.6146108	.5059119	
inst	.210016	.1695466	1.24	0.215	-.1222892	.5423212	
msoc	-.3828522	.2522472	-1.52	0.129	-.8772476	.1115432	
diff_ins	-.4362035	.2663509	-1.64	0.101	-.9582416	.0858346	
nfem	-.2189424	.123644	-1.77	0.077	-.4612801	.0233953	
D	-.1700289	.3787209	-0.45	0.653	-.9123081	.5722504	
_cons	3.517015	.6169614	5.70	0.000	2.307793	4.726238	

Effets marginaux

Marginal effects after logit
 $y = \text{Pr}(\text{rem})$ (predict)
 = **.90058056**

variable	dy/dx	Std. Err.	z	P> z	[95% C.I.]	x
matri	-.0474169	.01753	-2.71	0.007	-.081766 -.013067	1.16763
age*	-.0048408	.02533	-0.19	0.848	-.054478 .044796	.621387
inst	.0188038	.01509	1.25	0.213	-.010778 .048385	1.02457
msoc*	-.0351561	.02358	-1.49	0.136	-.081362 .01105	.426301
diff_ins*	-.0385517	.02307	-1.67	0.095	-.083777 .006673	.547688
nfem	-.0196031	.01099	-1.78	0.074	-.041143 .001937	1.57803
D*	-.0147054	.0316	-0.47	0.642	-.076634 .047224	.757225

(*) dy/dx is for discrete change of dummy variable from 0 to 1

Sur travail salarié

Logistic regression

Number of obs = **784**
 LR chi2(7) = **137.42**
 Prob > chi2 = **0.0000**
 Pseudo R2 = **0.2682**

Log likelihood = **-187.47329**

trav_sal	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval
matri	.0340845	.2845908	0.12	0.905	-.5237032 .5918723
age	.0284535	.3703927	0.08	0.939	-.6975029 .7544098
inst	1.937919	.2409911	8.04	0.000	1.465585 2.410253
msoc	-.2945354	.2724778	-1.08	0.280	-.8285821 .2395113
diff_ins	-.2325411	.2975081	-0.78	0.434	-.8156463 .350564
nfem	.4867584	.1442778	3.37	0.001	.203979 .7695378
D	-.0343808	.3296702	-0.10	0.917	-.6805226 .611761
_cons	-5.672427	.7790376	-7.28	0.000	-7.199313 -4.145542

Effets marginaux

Marginal effects after logit
 $y = \text{Pr}(\text{trav_sal})$ (predict)
 = **.04098721**

variable	dy/dx	Std. Err.	z	P> z	[95% C.I.]	x
matri	.0013398	.01118	0.12	0.905	-.020566 .023246	1.16709
age*	.0011147	.01446	0.08	0.939	-.027228 .029457	.630102
inst	.0761743	.01067	7.14	0.000	.055253 .097095	1.02168
msoc*	-.0113363	.01051	-1.08	0.281	-.03193 .009258	.41199
diff_ins*	-.0092464	.01193	-0.78	0.438	-.032623 .01413	.545918
nfem	.0191331	.00629	3.04	0.002	.006815 .031452	1.55357
D*	-.0013622	.01318	-0.10	0.918	-.027201 .024476	.75

(*) dy/dx is for discrete change of dummy variable from 0 to 1