

Impacts socio-économiques des inégalités de genre sur la fécondité à Ouagadougou : éclairage à partir des données de l'observatoire de population de Ouagadougou

Roch Millogo^{1,2}, Clémentine Rossier¹, Abdramane Bassiahi Soura²
et Siaka Cissé¹

¹Institut de démographie et socioéconomie
(Université de Genève)

²Institut Supérieur des Sciences de la Population
(Université Ouaga 1 Pr. Joseph KI-ZERBO)
E-mail: Roch.Millogo@etu.unige.ch

Resumé

Contexte : Parmi les facteurs de la fécondité élevée en Afrique Sub-saharienne, on met souvent en avant les inégalités de genre. Cependant, les recherches se contentent souvent de mesurer la fécondité selon les caractéristiques de la femme sans son conjoint. Il s'agit donc de confronter le statut des deux conjoints dans les couples.

Données et méthodes : Ce travail utilise les données de l'Observatoire de Population de Ouagadougou et mesure les inégalités de genre à l'aide du test de Log-rank et du modèle d'Andersen et Gill.

Résultats : Les résultats ne montrent aucune différence significative selon l'éducation mais une femme qui a une activité rémunératrice dont le conjoint est sans emploi a environ 50% de moins de risque d'avoir un enfant par rapport à celle qui n'a aucun emploi et dont le conjoint a un revenu.

Conclusion : L'inégalité dans le niveau d'éducation des conjoints ne semble pas avoir d'impact sur la fécondité, mais celle de l'emploi est très marquante.

Mots Clés : fécondité, genre, Ouagadougou, Afrique sub-saharienne, Observatoire.

Abstract

Context/Background: Among the factors of high fertility in Sub-Saharan Africa, gender inequalities are often cited. However, research often only measures fertility by the characteristics of the woman without her spouse. It is therefore a question of comparing the status of both spouses in couples.

Data Source and Methods: This work uses data from the Ouagadougou Population Observatory and measures gender inequalities using Log-rank's test and Andersen and Gill model.

Results: The results show no significant difference according to education, but a woman in gainful employment whose spouse is unemployed is about 50% less likely to have a child than a woman who is unemployed and whose spouse has an income.

Conclusion: Inequality in the educational level of spouses does not seem to have an impact on fertility, but employment is very significant.

Keywords: fertility, gender, Ouagadougou, Sub-Saharan Africa, Health and Demographic Survey System.

Introduction

L'intérêt accordé à la fécondité pour non seulement tenter de la comprendre mais surtout la contrôler n'est pas un phénomène récent. Le nombre moyen d'enfants par femme qui, au début du néolithique était de huit (08) (Livi-Bacci, 1992 ; Flinn, 1981), a été influencé par différents systèmes sociaux, politiques, religieux, environnementaux, etc. conduisant à faire

varier son niveau. Par exemple, le système du mariage tardif et du célibat définitif était prôné à partir du 18^e siècle par les Malthusiens en vue de contrôler la population de l'Europe car ils craignaient que la production ne suffise à la population. Au début du 20^e siècle, les pays du Nord ont vu leur fécondité diminuée considérablement et l'accent a été mis sur la baisse de la fécondité dans le sud à travers les

politiques de contraceptions modernes et les campagnes de planification familiale (Hodgson, 1988).

Aujourd'hui, les femmes ont moins de deux enfants en Europe, autour de 2.3 enfants en Asie et en Amérique Latine, et, en moyenne 5.1 enfants en Afrique (United Nations, 2015). Au Burkina Faso, comme dans la plupart des pays au Sud du Sahara, le taux de fécondité reste très élevé même si la tendance est à la baisse. Entre 1993 et 2010, le nombre moyen d'enfants par femme serait passé de 6.9 à 6.0 au Burkina Faso et de 4.7 à 3.4 dans la ville de Ouagadougou (INSD et Macro International Inc., 2012). Plusieurs études analysant la diversité de la baisse de la fécondité en Afrique subsaharienne ont montré que le niveau de richesse, la résidence en milieu urbain, et surtout le niveau d'éducation de la femme étaient favorables à cette baisse (Kravdal, 2002 ; Bongaarts, 2003 ; Gurmu et Macer, 2008 ; Shapiro et Gebreselassie, 2009 ; Larsson et Stanfors, 2014 ; Assefa et Semahegn, 2016, National Academies of Sciences, Engineering, and Medicine, 2016). En plus de ces facteurs qui ont des effets réducteurs sur la fécondité à travers les variables intermédiaires principales (le mariage, la contraception, l'avortement provoqué, la stérilité post-partum) (Bongaarts, 2014), le passage d'une fécondité élevée à une fécondité réduite suppose une certaine réduction des inégalités du genre dans le couple (McDonald, 2000). Bien que la reproduction soit un phénomène qui concerne plus la femme, celle-ci n'est pas toujours en situation de décider d'avoir ou non un enfant et même de décider d'en limiter le nombre. Un des facteurs intermédiaires les plus importants dans la baisse de la fécondité surtout pour les femmes est l'âge d'entrée en union, dont le choix leur échappe en grande partie encore en Afrique (Hertrich, 2015). L'âge moyen d'entrée en union des femmes y est plus bas que dans les autres régions en développement (21 ans contre 24 ans en Asie et 26 ans en Amérique du sud) et l'écart d'âge entre époux et épouses y est plus élevé (Hertrich, 2015). Le niveau d'éducation quant à lui augmente l'utilisation de la contraception, retarde l'entrée en maternité et réduit la fécondité (Pradhan et Canning, 2013). L'accès à une activité salariée peut rendre les femmes plus autonomes et donc réduire le temps consacré aux travaux ménagers et à l'éducation des enfants, ce qui tendrait à réduire le nombre d'enfants (Mason, 2014). Une relation négative entre le statut d'emploi des femmes et la fécondité deviendrait de plus en plus forte depuis 1991 dans nombreux pays africains (Jah, 2014). Le lien entre l'écart d'âge des époux et la fécondité est positif (Hertrich, 2015), mais l'effet de la différence en termes d'éducation et d'emploi des époux n'est pas bien connu. Le plus souvent, les études se contentent de mesurer l'effet du niveau d'éducation

et de l'emploi de la femme sur la baisse de la fécondité. En effet, une femme peu instruite peut avoir beaucoup d'enfants parce que son mari est lui aussi peu instruit. Pour dépasser cette limite, il s'agit de confronter le statut des deux conjoints dans les couples. Quel est l'impact des inégalités d'accès à l'emploi et à l'éducation des conjoints/conjointes sur la fécondité ?

Après plusieurs décennies de difficultés économiques dues entre autres aux conséquences des Programmes d'Ajustements Structurels (PAS), ces dernières années, de nombreuses transformations sociales, économiques et démographiques se sont faites en termes de développement humain au Burkina Faso (PNUD, RMDH, 2002, 2009, 2016). Ce développement peut se lire à travers un niveau d'éducation grandissant, une urbanisation croissante, etc. et une certaine hausse des revenus des individus. À Ouagadougou, les couples feraient aujourd'hui de moins en moins d'enfants afin d'investir dans leur avenir par le biais surtout d'un investissement dans l'éducation (Bougma et al, 2015). Un nombre élevé d'enfants est donc aujourd'hui en ville un synonyme de plus de dépenses et un frein à un niveau de vie élevé. Dans un contexte où le coût d'opportunité des enfants devient important pour les couples (Becker, 1973), nous formulons les hypothèses suivantes :

- Un niveau d'étude de la femme supérieur ou égal à celui de l'homme est un facteur de réduction du nombre élevé d'enfants.
- Une plus grande autonomie financière de la femme par rapport à l'homme favorise une baisse du nombre de leurs enfants.

Ces hypothèses se justifient par le fait qu'un accès au salariat et/ou à une éducation offrirait de nombreuses opportunités à la femme. Une fréquence élevée donc de maternité constituera des obstacles car le coût d'opportunité des enfants devient aussi important.

L'objectif de cette recherche est de contribuer à améliorer la littérature scientifique sur le lien entre les inégalités de genre et la baisse de la fécondité dans les contextes urbains africains en transition démographique. Les données communément utilisées (Enquêtes démographiques et de santé) manquent d'informations sur les caractéristiques socioéconomiques à la naissance des enfants et sont limitées par leur taille, ce qui ne favorise pas certaines investigations. En guise d'exemple l'échantillon de couples dans le milieu urbain du Centre, région administrative dont relève Ouagadougou a une taille de 236 dans l'EDS 2010. L'article se propose donc d'examiner les impacts des inégalités de genre mesurés par les différences de revenus et d'éducation entre conjoints sur la fécondité dans l'Observatoire

de Population de Ouagadougou, Burkina Faso durant la période 2009-2011.

Données et méthodes

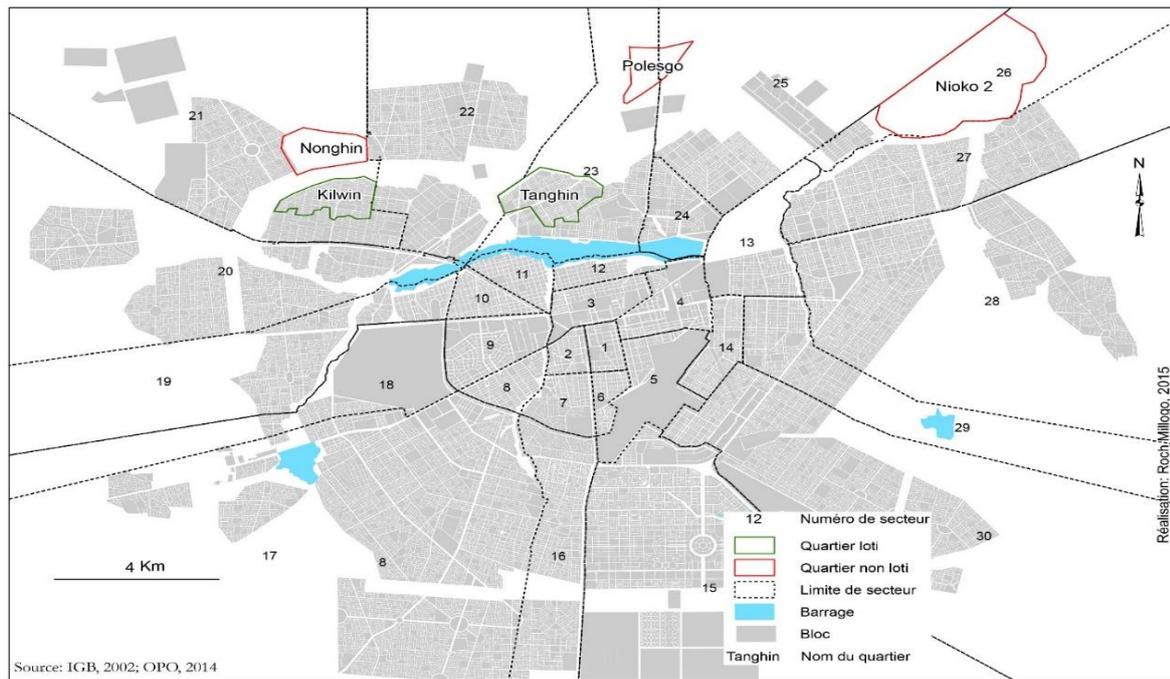
Source de données - observatoire de population de Ouagadougou

Les données mobilisées sont issues de l'Observatoire de Population de Ouagadougou. Les observatoires de population suivent sur une période relativement longue la population d'une zone géographiquement définie (ensemble de villages, ville) en y recueillant les événements vitaux (naissances, décès, unions, migrations, etc.) par enquête à passages répétés (Pison, 2005; Sié et al, 2014). Le suivi longitudinal de la population permet la correction des erreurs de collecte commises au cours d'un passage donné lors des passages suivants. Les informations collectées dans les observatoires sont plus précises et plus complètes que celles des sources habituelles exhaustives (recensements et état civil) dans ces contextes, mais reste moins riches que les enquêtes transversales. Cependant sur certains points, les observatoires fournissent des renseignements non collectés dans les enquêtes, comme l'histoire complète des unions, ou bien autant de caractéristiques sur les conjoints que sur les conjointes si tous les deux résidents au même endroit.

L'Observatoire de Population de Ouagadougou (OPO) est situé à la périphérie nord de Ouagadougou, capitale du Burkina Faso. Il est représentatif de la périphérie nord de la capitale et non de toute la ville de Ouagadougou (Rossier et al, 2012). La ville comptait deux millions d'habitants en 2012 (Énumération de la population de Ouagadougou et de Bobo Dioulasso en 2012). La moitié des habitants suivis vivent dans des quartiers informels (non loti) nommés Nioko II, Polesgo, Nonghin/Markoussy (Figure 1). Les habitants de ces zones informelles sont plus pauvres que ceux des quartiers formels (Tanghin, Kilwin) (Rossier et al,

2011). Le recensement initial a eu lieu en 2008 et a concerné 77 000 personnes. Les informations démographiques sont collectées dans l'observatoire en moyenne une fois par année auprès de tous les ménages et concernent essentiellement les arrivées, départs, naissances, décès, entrées et ruptures d'unions. Le huitième passage après le recensement de base (Round 8) a eu lieu entre Juin et Décembre 2015 auprès d'environ 89 000 individus résidents (appartenant à 20 000 ménages). Certaines années, des données sur la possession de certains biens (bétail, volaille, véhicule, mobylette, etc.) et les caractéristiques de l'habitat des ménages sont aussi collectées. L'OPO est l'un des observatoires africains dans le réseau mondial des observatoires des pays à revenus bas et moyens qui ont le plus bas niveau de fécondité, environ trois enfants par femme (<http://www.indepth-ishare.org/indepthstats>). Les femmes vivant en zones informelles ont en moyenne près de deux fois le nombre d'enfants de celles vivant en zone formelle (loti) (Rossier et al, 2011). Les femmes représentent 49.5% de la population ; parmi elles 37.3% sont en union; et on évalue à 48.6% la proportion des 15-49 ans. Les femmes concernées par cette étude ont entre 17 et 49 ans, sont toutes en union (17 ans est le plus bas âge en union) et y restent durant toute la période de suivi. Ainsi, une femme observée pour la première fois dans l'OPO alors qu'elle était encore célibataire n'entre dans l'étude que lorsqu'elle contracte une union et n'en reste que si elle reste permanemment en union. Aussi, celles qui sont entrées dans le système en tant que veuve/divorcée ne sont prises en compte que lorsqu'elles se remarient et restent sans rupture (quel que soit la raison) tout au long du suivi. Notre choix s'est porté sur ce groupe de femmes parce que nous avons des informations sur les caractéristiques de leurs conjoints, s'ils habitent dans le même endroit.

Figure 1. Site de l'Observatoire de Population de Ouagadougou



Variables

La variable dépendante est définie par 1 si la femme a eu une naissance vivante au cours du suivi et 0 sinon. Toutes les naissances vivantes survenues au cours du suivi des femmes concernées sont prises en compte.

Les variables indépendantes les plus importantes sont l'éducation et l'emploi du couple qui sont construites par la combinaison du niveau d'éducation et de l'emploi des deux conjoints. Cette classification permet de prendre en compte toutes les combinaisons comme décrites ci-dessous.

Éducation

Les modalités pour l'éducation sont:

Catégories	Modalités
1	La femme a aucun niveau - l'homme a aucun niveau
2	La femme a aucun niveau - l'homme a le niveau primaire
3	La femme a aucun niveau - l'homme a le niveau secondaire et plus
4	La femme a le niveau primaire - l'homme a aucun niveau
5	La femme a le niveau primaire - l'homme a le niveau primaire
6	La femme a le niveau primaire - l'homme a le niveau secondaire et plus
7	La femme a le niveau secondaire et plus- l'homme a aucun niveau
8	La femme a le niveau secondaire et plus- l'homme a le niveau primaire
9	La femme a le niveau secondaire et plus- l'homme a le niveau secondaire et plus

Cette catégorisation de l'éducation a été faite à partir du croisement du niveau d'éducation de la femme et celui de l'homme. L'objectif est de mesurer la différence du niveau entre conjoints au regard de l'hypothèse, un niveau d'éducation de la femme supérieur à celui de l'homme est favorable à une basse fécondité. Autrement dit, une réduction de l'écart entre niveau d'éducation de la femme et celui de l'homme est favorable à une faible fécondité.

Le niveau d'éducation qui était collecté chaque deux ans dans l'OPO entre 2009 et 2013 fait l'objet d'une collecte annuelle depuis 2014. Dans la zone, pour la population de plus de 15 ans, 46.4% n'ont pas été à l'école, 24.1% ont le niveau primaire, 26% le niveau secondaire et 3.5% le niveau supérieur (Rossier et al, 2011).

Emploi

Les modalités de l'emploi sont:

Catégories	Modalités
1	La femme a aucun emploi - l'homme a aucun emploi
2	La femme a aucun emploi - l'homme est salarié
3	La femme a aucun emploi - l'homme est indépendant
4	La femme est salariée - l'homme a aucun emploi
5	La femme est salariée - l'homme est salarié
6	La femme est salariée - l'homme est indépendant
7	La femme est indépendante - l'homme a aucun emploi
8	La femme est indépendante - l'homme est salarié
9	La femme est indépendante - l'homme est indépendant.

La catégorisation de l'emploi a été faite par le croisement de l'emploi de la femme et celui de l'homme afin de mesurer l'écart entre les deux, sous l'hypothèse de l'étude qui stipule que l'autonomie financière est favorable à la basse fécondité. Autrement, un emploi de la femme quel qu'en soit le statut d'activité de l'homme est favorable à une basse fécondité mais qu'une femme autonome autant que l'homme fait moins d'enfants que les autres.

La population active représente 49.8% de la population des 15-64 ans, parmi elle on distingue les patrons (0.4%), les employés salariés (29.2%), les travailleurs non payés (10.9%) et les indépendants (59.5%) (Rossier et al, 2011). Les indépendants mènent essentiellement de petites activités telles que le petit commerce, la maçonnerie, la mécanique, l'agriculture. Pour un souci de petits effectifs, les patrons qui sont essentiellement dans les mêmes branches d'activités que les indépendants leurs ont été regroupés. Aussi, les travailleurs non payés ont été regroupés à ceux qui n'ont aucun emploi pour mieux appréhender l'aspect monétaire. Cependant, il n'est pas rare de rencontrer dans le contexte de Ouagadougou des cas de ménages où aucun conjoint n'a un emploi. Ces couples peuvent vivre grâce aux transferts de leur réseau familial et même assurer l'éducation de leurs enfants par le biais de ce dernier (Bougma et al, 2014).

Aussi, il importe de préciser que compte tenu du coût élevé, l'information sur l'emploi n'a été collectée par l'OPO que deux fois (2009 et 2011), limitant ainsi l'utilisation de cette variable à la période concernée (2009-2011).

Autres variables explicatives

En plus de ces deux variables explicatives importantes, il y a comme variables de contrôle : la différence d'âge entre conjoints, la parité, le niveau de vie du ménage (pauvre/moyen/riche), le lieu de résidence (formel/informel), la religion de la femme (musulman/chrétien/autre), l'ethnie de la femme (mossi/autre).

La variable niveau de vie du ménage a été conçue à l'aide de l'Analyse en Composantes Principales (ACP) basée sur les biens durables des ménages. Le coefficient de chaque bien durable issu de l'ACP menée sur la ville de Ouagadougou à l'aide des données de l'Enquête Intégrale sur les Conditions de Vie des Ménages burkinabè en 2009 a été appliqué au bien correspondant des ménages de l'OPO. C'est un proxy dont l'utilisation est due à l'absence de données sur les dépenses monétaires et les revenus des ménages.

Le tableau ci-dessous (Tableau 1) décrit la distribution des femmes (personnes-temps) en union suivant les variables explicatives. Selon l'éducation, 31% des couples ne sont pas instruits tandis qu'on a des données manquantes pour 16%. Du point de vue de l'emploi, 43% des couples manquent d'information et cela s'explique par le manque de mise à jour de l'emploi au sein de l'OPO évoqué plus haut. Les autres catégories importantes sont : 15% des couples sont tous indépendants et 15% ont une femme sans emploi et un mari indépendant. En ce qui concerne les autres variables explicatives, 52% des femmes vivent en zone informelle, 90% sont d'ethnie mossi, 64% musulmanes et 34% chrétiennes. Quant au niveau de vie, l'échantillon est composé de 36% de pauvres, 51% de niveau intermédiaire et 11% de femmes appartenant à des ménages riches. La différence d'âge entre conjoints reste conforme à ce qui est connu dans la littérature, seulement 29% des hommes sont âgés de moins de 6 ans que leurs épouses. Par ailleurs, 16% des femmes ont leurs époux hors de l'OPO d'où l'information manquante « missing » pour la différence d'âge. Aussi, l'échantillon est composé majoritairement de femmes de moins de 35 ans (66%).

Pour un souci de réduction de la taille des sous-échantillons, les valeurs manquantes pour chaque variable ont été gardées telles, elles ont été mises en catégories « missing ». En effet, ce traitement permet d'avoir la même taille d'échantillon quel que soit la variable et d'éviter une réduction de la taille de

l'échantillon pour les variables qui ne possèdent pas de valeurs manquantes.

Tableau I : Distribution (%) des femmes personnes-année en union, 2009-2011

Éducation	
Aucun- Aucun	30.65%
Aucun - Prim.	12.17%
Aucun - Sec. +	5.56%
Prim. - Aucun	7.18%
Prim. - Prim	6.71%
Prim. - Sec. +	5.58%
Sec. + - Aucun	3.04%
Sec. + - Prim.	3.58%
Sec. + - Sec. +	9.40%
Missing	16.12%
Emploi	
Aucun - Aucun	5.76%
Aucun -Empl.	6.48%
Aucun -Indep	14.90%
Empl- Aucun	0.62%
Empl.-Empl.	0.60%
Empl.-Indep.	1.57%
Indep.- Aucun	5.12%
Indep.-Empl	6.67%
Indep.-Indep.	15.40%
Missing	42.88%
Parité	
0	9.95%
1	21.85%
2	16.39%
3	14.24%
4	10.13%
5+	13.56%
Missing	13.89%
Zone de residence	
Formelle	47.92%
Informelle	52.08%
Niveau de vie	
Pauvre	36.32%
Moyen	50.87%
Riche	10.76%
Missing	2.05%
Religion	
Musulman	63.54%
Chrétien	33.91%
Autre	0.08%
Missing	2.47%
Ethnie	
Mossi	90.32%
Autres	9.68%
Âge entre conjoins	
<= 2 ans	12.45%
3-5 ans	16.38%
6-10 ans	29.15%
> 10 ans	25.83%
Missing	16.20%
Âge de la femme	
< 35 ans	66.08%
>= 35 ans	33.92%
Personnes-temps	33625.554

Source : Observatoire de Population de Ouagadougou ; nos calculs

Méthodes

L'analyse a consisté en une statistique descriptive permettant d'exposer le niveau général de la fécondité à travers les taux de fécondité, l'indice conjoncturel de fécondité et de faire une comparaison entre différents groupes de couples. En analyse descriptive, les différences de fécondité ont été estimées à l'aide du test de Logrank (Annexe 1). En termes d'analyses multivariées, il a été utilisé le modèle d'Andersen et Gill (Andersen et Gill, 1982) qui est un modèle de Cox (Cox, 1972) modifié et adapté à l'analyse des événements multiples tels que la fécondité. C'est un modèle de durée de vie, semi-paramétrique qui permet de calculer le risque instantané d'une femme appartenant à un groupe donné d'avoir une naissance par rapport à une autre femme d'un autre groupe, tout en contrôlant l'effet d'une naissance sur d'éventuelles autres naissances. Comme le modèle de Cox, il repose sur l'hypothèse des rapports de risques proportionnels. Cette hypothèse suppose que le rapport de risques instantanés (hazard ratio) pour deux individus reste constant au cours du temps. Soit deux groupes A et B soumis à un événement donné et r le hazard ratio du groupe B par rapport au groupe A.

- si r est supérieur à 1, alors le groupe B a un risque (de vivre l'évènement) plus élevé que le groupe A (r fois plus de risque de vivre l'évènement à tout instant que le groupe A);
- si r est égal à 1, alors les groupes A et B ont le même risque de vivre l'évènement ;
- si r est inférieur à 1, alors le groupe B a moins de risque de vivre l'évènement que le groupe A.

Nous avons vérifié l'hypothèse des risques proportionnels graphiquement par deux méthodes, d'une part en comparant les courbes de Kaplan Meyer entre elles en fonction des différentes variables explicatives. D'autre part en comparant les courbes de Kaplan Meyer en fonction de ces mêmes variables explicatives aux courbes de survie que l'on peut estimer à l'aide du modèle de Cox. Dans le premier cas, les courbes ne se croisent plus après leur point de départ et un écart significatif est observable entre les deux courbes, l'hypothèse des rapports de risques proportionnels semble respectée car les deux courbes ne se rapprochent pas fortement (l'annexe 2 nous présente les résultats pour le lieu de résidence). Dans le deuxième cas, on constate que les courbes de survie de Kaplan-Meier (KM) qui ne s'appuient sur aucune hypothèse quant aux risques proportionnels sont confondues (presque partout) à celles estimées par le modèle de Cox qui lui, fait l'hypothèse des risques proportionnels (l'annexe 3 nous présente les résultats pour le lieu de résidence). En plus de cela, vu la robustesse du

modèle de Cox, même s'il est observable à certains moments des écarts légèrement différents des autres moments, les estimations (et interprétations) des paramètres du modèle restent valables. Par ailleurs, l'âge entre les conjoints qui a d'abord été regroupé en classes (<2 ans/3-5 ans/6-10 ans/> 10 ans) et a été introduit dans un premier modèle a finalement été inversé et introduit dans un deuxième modèle afin de régler un problème de spécification. En effet, dans le premier modèle avec la différence d'âge en classes, en vérifiant la spécification du modèle (linktest avec stata) par le test des coefficients de la régression de la variable dépendante sur la prédiction et le carré de la prédiction, le modèle n'est pas bien spécifié. Nous trouvons un coefficient associé à la valeur prédite très significatif ($p < 0.001$) et une probabilité de 0.07 (non significatif à 5% mais faible quand même) pour le test de significativité du coefficient issu du carré de la prédiction. À 10% donc il y a une partie non négligeable de la variable dépendante qui n'a donc pas été expliquée. En introduisant l'inverse de la différence d'âge le coefficient issu de la régression sur la prédiction reste très significatif ($p < 0.001$) et la probabilité liée à celui du carré de la prédiction est de 0.996 (Tableau 4), preuve d'une bonne spécification, ce qui est réconfortant. L'âge de la mère a aussi été testé mais a été enlevé du modèle car corrélé à la différence d'âge entre conjoints conduisait à une mauvaise spécification du modèle. Le dernier modèle (Tableau 4) ajuste bien nos données. Toutes les analyses statistiques ont été effectuées à l'aide du logiciel statistique stata 13.

Résultats

Le niveau de fécondité des femmes en union

En comparaison aux âges plus avancés, le taux de fécondité est le plus élevé entre 17 et 34 ans, oscillant entre 170 et 400 enfants pour 1000 femmes, il chute ensuite après 39 ans (tableau 2). Ces taux élevés ont entraîné un indice conjoncturel de fécondité-ICF (le nombre moyen d'enfants par femme) très élevé de 4.78 entre 2009 et 2013. Le taux de fécondité le plus élevé a été constaté en 2012 dans le groupe des moins de 20 ans et c'est aussi l'année du record pour les taux de fécondité avant 40 ans, conduisant à l'indice conjoncturel (5.44) le plus élevé sur la période 2009-2013. Ce premier tableau met en exergue l'effet de l'âge à l'entrée en union (un facteur intermédiaire important) dans la baisse de la fécondité, plus cet âge est bas, plus la fécondité est élevée et c'est ce qui caractérise les pays en développement où l'âge d'entrée en union est bas (Davis et Blake, 2014). Pour ce qui est des femmes concernées ici (toutes en union, on le rappelle), leur âge moyen à l'accouchement est de 26 ans (calcul non présenté).

Tableau 2. Taux de fécondité par âge des femmes en union selon l'année

Age révolu	2009	2010	2011	Total (2009-11)	2012	2013	Total (2009-13)
17-19	245.85	244.41	302.59	259.09	405.26	256.52	282.59
20-24	231.22	245.48	231.69	236.27	266.47	229.16	240.97
25-29	210.93	180.81	206.19	198.85	221.23	206.94	205.54
30-34	173.09	161.61	183.02	172.79	181.75	170.32	174.20
35-39	115.49	109.80	125.77	117.17	135.62	101.80	117.54
40-44	37.78	43.78	43.04	41.74	33.50	45.10	40.76
45-49	8.10	8.70	13.00	10.04	5.27	6.97	8.29
ICF	4.62	4.48	4.92	4.66	5.44	4.57	4.78

Source : Observatoire de Population de Ouagadougou; nos calculs

Niveau de fécondité selon l'éducation et l'emploi du couple

En observant le niveau de fécondité en fonction de l'éducation et de l'emploi (Tableau 3), il ressort que les femmes sans instruction ont des maternités jusqu'à la fin de leur vie féconde alors que celles qui ont une activité économique ainsi que leur conjoint arrêtent un peu plus tôt leurs maternités.

Fécondité selon l'éducation

Au regard de l'éducation, le nombre moyen d'enfants par femme est plus élevé chez les couples où aucun conjoint n'a été instruit et le moins élevé chez ceux dont tous les conjoints ont le niveau intellectuel le plus élevé. Aussi, plus le niveau d'étude de la femme augmente plus le niveau de fécondité diminue sauf lorsque la femme a le même niveau primaire que l'homme où ce niveau est semblable à celui de couple sans instruction. Il semble que l'éducation est un facteur particulièrement protecteur pour la femme par rapport à une fécondité élevée, l'inégalité des niveaux d'éducation en faveur de l'homme dans le couple ayant un effet négatif sur la fécondité. Par exemple dans un ménage où la femme a un niveau primaire et que l'homme n'a aucun niveau, la fécondité est basse (en moyenne 4.77 enfants par femme) comparativement à un autre couple où l'homme est de niveau primaire et la femme est sans instruction (en moyenne 5.32 enfants). En plus,

même si la plupart des enfants naissent avant le 35^e anniversaire de leur mère, les femmes plus instruites ainsi que celles qui ont un niveau supérieur à celui de leur mari semblent faire rarement d'enfants après 34 ans. Aussi, celles qui ont le niveau primaire et le mari a le niveau secondaire font rarement d'enfants après 34 ans. L'hypothèse de l'étude selon laquelle nous avons postulé qu'une réduction des inégalités en termes d'éducation sera en faveur d'une réduction de la fécondité semble être vérifiée.

Fécondité selon l'emploi

Pour ce qui est de l'emploi, lorsque la femme est salariée, quel que soit l'emploi de l'homme elle enregistre un bas niveau de fécondité. À ce niveau, l'inégalité des genres semble mieux prononcée. En comparant deux types de couples, un premier où la femme a un emploi salarié et l'homme n'a aucun et un autre où la femme n'a aucun emploi et l'homme est salarié, la différence du nombre d'enfants est plus de 3 (des indices de 2.69 et 5.76 respectivement pour ces 2 types de couple). En plus, lorsque la femme et l'homme sont tous salariés, ils ont un enfant de plus qu'un ménage où la femme est salariée et l'homme est sans emploi. À cela, il faut ajouter que les femmes salariées ou celles qui sont indépendantes alors que le mari n'a aucun emploi font rarement plus d'un enfant après 35 ans. L'hypothèse sur l'emploi c'est-à-dire qu'une autonomie financière de la femme vis-à-vis de l'homme est favorable à une basse fécondité semble aussi vérifiée.

Tableau 3. Taux de fécondité par âge selon l'éducation et l'emploi du couple, 2009-2011

	Taux de fécondité (‰)							ICF (17-34)	ICF (17-49)
	17-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49		
Éducation									
Aucun-Aucun	308.08	253.73	214.66	194.44	140.09	51.95	12.72	4.24	5.26
Aucun & Prim.	296.16	270.59	231.07	186.06	142.33	36.25	19.51	4.33	5.32
Aucun & Sec. +	286.19	237.74	239.31	183.44	118.4	19.62	7.53	4.16	4.89
Prim. & Aucun	217.16	236.52	187.21	172.57	156.14	71.42	0	3.63	4.77
Prim. & Prim.	312.93	249	214.08	191.68	115.83	75.97	0	4.21	5.17
Prim. & Sec. +	205.85	254.23	230.39	185.36	80.45	49.54	0	3.97	4.62
Sec. + & Aucun	181.93	252.77	196.87	183.07	54.16	100.83	0	3.71	4.48

Sec. + & Prim.	283.83	241.51	167.59	159.51	82.01	16.03	0	3.69	4.18
Sec. + & Sec. +	243.55	223	181.39	159.43	86.45	11.82	0	3.55	4.04
Emploi									
Aucun-Aucun	286.87	219.44	203	153.75	140.4	57.09	19.66	3.74	4.83
Aucun-Empl.	316.89	261.52	230.11	227.75	153.32	57.59	30.99	4.55	5.76
Aucun-Indép.	291.46	271.34	256.2	215.96	175.75	43.04	14.12	4.59	5.76
Empl-Aucun	0	163.42	78.74	168.26	78.28	25.68	23.68	2.05	2.69
Empl-Empl.	284.29	151.21	106	153.61	90.54	58.27	0	2.91	3.65
Empl-Indép.	139.13	226.74	228.67	104.34	108.14	24.95	0	3.22	3.88
Indép.-Aucun	156.49	260.26	167.39	169.3	128.14	41.77	6.02	3.45	4.33
Indép.-Empl.	323.25	276.34	185.1	176.04	117.24	67.77	22.91	4.16	5.2
Indép.-Indép.	371.48	241.07	202.85	181.31	133.87	53.99	6.12	4.24	5.21

Source : Observatoire de Population de Ouagadougou ; nos calculs

L'analyse des effets bruts de l'éducation et de l'emploi suggère un effet d'inégalités de genre sur la fécondité. Un niveau d'éducation plus élevé de l'homme et son accès à l'emploi par rapport à la femme semble encourager un fort niveau de fécondité dans le couple ou du moins n'empêche pas une fécondité élevée.

Les inégalités encourageant un fort niveau de fécondité

L'analyse des effets nets de nos variables principales sur la fécondité confirme l'hypothèse sur l'emploi mais pas celle de l'éducation (Tableau 4).

Inégalités en termes d'éducation

Contrairement à ce qui apparaît avec le niveau d'éducation dans l'analyse descriptive, l'effet de cette variable contrôlé avec d'autres ne montre pas un avantage croissant avec le niveau d'éducation de la femme dans le couple.

En effet, toutes choses égales par ailleurs, lorsque la femme a un niveau primaire et que l'homme n'a aucun niveau, le risque d'avoir une naissance n'est pas très différent de celui d'un couple où tous les conjoints n'ont aucun niveau ($p=0.374$). Et même si ce risque est plus petit que celui d'un couple où la femme n'a aucun niveau et que l'homme est de niveau primaire, cette différence n'est pas statistiquement significative (croisement des 2 intervalles de confiance). En considérant 2 couples, l'un où la femme a le niveau secondaire ou plus et l'homme n'a aucun niveau et l'autre où la femme n'a aucun niveau et l'homme a le niveau secondaire, le risque relatif d'avoir un enfant est identique pour ces 2 types de couple mais supérieur de 30% ($p<0.05$) à celui d'un couple où aucun conjoint n'a été à l'école. Le risque relatif d'avoir un enfant pour un couple où chaque conjoint a le niveau primaire par rapport à un autre où les conjoints n'ont aucun niveau est supérieur de 17% ($p=0.003$). Tandis qu'un couple où la femme est de niveau primaire et l'homme de niveau secondaire ou plus a 28% ($p=0.025$) plus de risque d'avoir un enfant qu'un couple où aucun des conjoints n'a été à l'école. En regardant les valeurs

manquantes pour cette variable, il ressort que les couples concernés ne sont pas statistiquement différents de ceux qui n'ont aucun niveau.

Au vu du croisement de tous les intervalles de confiance, on conclut qu'il n'y a aucune inégalité statistiquement significative vis-à-vis du niveau d'éducation des 2 conjoints. Aucun effet d'inégalité en termes d'éducation n'apparaît même si le modèle s'étend jusqu'en 2013 sans l'emploi mais en présence des variables de contrôle (résultat non présenté). Aussi, en regardant l'effet brut de la fécondité différentielle de ces femmes par rapport à l'éducation (résultat non présenté), on trouve que les femmes de niveau primaire ont 6% de moins de risque d'avoir un enfant par rapport à celles qui n'ont aucun et celles du niveau secondaire et plus ont 18% moins de risque. Bien que ces risques soient significatifs, les différences restent quand même moins importantes.

Inégalités en termes d'emploi

En ce qui concerne l'emploi, toutes choses égales par ailleurs, on observe que lorsque la femme n'a aucun salaire et que l'homme a un emploi salarié (respectivement indépendant), le risque d'avoir un enfant est plus élevé que dans le cas où les deux n'ont aucun salaire de 43% ($p<0.001$) (respectivement 50% ($p<0.001$)) (Tableau 4). Lorsque la femme est indépendante et que l'homme n'a aucun emploi, le risque d'avoir un enfant est de 25% inférieur au cas où aucun des époux n'a une activité rémunératrice. En utilisant les intervalles de confiance, en cas de disjonction on estime les inégalités entre les différents groupes en faisant un rapport simple des Hazard ratios entre eux. Ainsi en prenant 2 couples, le premier cas la femme n'a aucune activité rémunératrice et l'homme à un emploi salarié et le deuxième cas la femme a une activité rémunératrice et l'homme n'a aucune, le risque d'avoir un enfant est de 55% de moins pour le deuxième couple par rapport au premier. Et lorsqu'on compare le cas où la femme n'a aucun emploi et l'homme est indépendant à celui où la femme est indépendante et l'homme n'a aucun emploi, le rapport de risque pour le deuxième groupe est de 50% inférieur à celui du premier. En

plus, lorsque la femme et l'homme ont une activité rémunératrice, il n'y a aucune différence significative avec le fait que la femme ait une activité rémunératrice et que l'homme soit sans emploi. Donc une femme avec une activité rémunératrice dont le mari est sans emploi a le même comportement de fécondité qu'une femme d'un couple où les deux conjoints ont une activité rémunératrice.

Il convient de signaler que les couples qui n'ont aucune information sur l'activité ne sont pas statistiquement différents de ceux qui n'ont aucune activité.

Les effets contrôlés

Pour les variables de contrôle, toutes choses égales par ailleurs, le résultat va dans le sens attendu. La réduction de l'écart d'âge entre époux et épouse d'une année entraîne une réduction de 20% du risque d'une naissance. En ce qui concerne la parité des enfants, le risque d'avoir un deuxième, un troisième et un quatrième enfant est supérieur respectivement de 31%, 21% et 16% à celui d'avoir un enfant. Au-delà de quatre enfants, le risque d'avoir un enfant supplémentaire n'est pas différent de celui d'avoir le premier enfant. Quant à la zone de résidence, les habitants des quartiers informels ont 41% de plus de risque d'avoir un enfant additionnel

comparativement à ceux des quartiers formels. Les femmes qui vivent dans des ménages qui ont un niveau économique plus élevé ont 34% moins de risque d'avoir un enfant par rapport à celles qui sont pauvres ; les femmes chrétiennes ont 6% moins de risque que les musulmanes et enfin les femmes mossi ont 12% plus de risque d'avoir un enfant par rapport aux autres.

En matière de fécondité, une expérience naturelle vécue par la femme telle que les fausses couches, les mortinaissances, les enfants nés vivants mais décédés plus tard peut générer une variation aléatoire du niveau de sa fécondité (Bougma et al, 2015). En considérant le fait d'avoir perdu au moins un enfant, non pas pour mesurer l'impact de cette part sur les variables explicatives mais plutôt pour contrôler l'impact des naissances sur les variables explicatives, nous aboutissons aux mêmes conclusions énoncées dans l'analyse multivariée (Annexe 4).

Par ailleurs, le contrôle de la taille des échantillons en faisant en sorte qu'il y ait le maximum d'effectif dans les sous-groupes, nous a conduit à considérer les valeurs manquantes (comme annoncé plus haut) dans la régression. Il en résulte que les individus qui ont des valeurs manquantes pour les variables explicatives ne sont pas statistiquement différents de ceux qui sont considérés comme référence ($p > 0.05$).

Tableau 4. Fécondité différentielle selon quelques facteurs socio-économiques, 2009-2011

	Haz. Ratio	p-value	Intervalle de confiance
Éducation (F-H-base: Aucun- Aucun)			
Aucun - Prim.	1.12	0.007	[1.03;1.22]
Aucun - Sec. +	1.3	0.014	[1.05;1.6]
Prim. - Aucun	1.05	0.374	[0.95;1.16]
Prim. - Prim.	1.17	0.003	[1.06;1.3]
Prim. - Sec. +	1.28	0.025	[1.03;1.58]
Sec. + - Aucun	1.3	0.026	[1.03;1.63]
Sec. + - Prim.	1.15	0.24	[0.91;1.46]
Sec. + + Sec. +	1.11	0.343	[0.89;1.39]
Missing	0.82	0.346	[0.55;1.23]
Emploi (F-H-base: Aucun - Aucun)			
Aucun -Empl.	1.43	0	[1.21;1.7]
Aucun -Indep	1.5	0	[1.28;1.76]
Empl- Aucun	0.65	0.146	[0.37;1.16]
Empl.-Empl.	0.84	0.377	[0.56;1.25]
Empl.-Indep.	1.05	0.721	[0.81;1.36]
Indep.- Aucun	0.75	0.01	[0.6;0.93]
Indep.-Empl.	1.09	0.364	[0.91;1.3]
Indep.-Indep.	1.09	0.308	[0.93;1.28]
Missing	1.2	0.125	[0.95;1.51]
Inv. d'Age entre époux			
parité (base: 1 enfant)	0.8	0.001	[0.7;0.92]
2	1.31	0	[1.19;1.43]
3	1.21	0	[1.11;1.33]
4	1.16	0.005	[1.05;1.29]
5+	1.02	0.657	[0.92;1.14]
Zone de résidence (base: formelle)			

Informelle	1.41	0	[1.32:1.51]
Niveau de vie (base: pauvre)			
moyen	0.96	0.161	[0.9:1.021]
riche	0.66	0	[0.58:0.76]
Missing	1.46	0.163	[0.86:2.51]
Religion (base: musulman)			
Chrétien	0.94	0.03	[0.88:0.99]
Autre	1.82	0.158	[0.79:4.17]
Missing	1.05	0.827	[0.68:1.62]
Ethnie (base: Mossi)			
Autres	0.88	0.015	[0.8:0.98]
Effectif des femmes: 14061			
Effectif des naissances: 4053			
P-value (Wald chi 2) : 0			
Link Test			
t	P-value		
prédiction	0		
carré-prédiction	0.997		

Source : Observatoire de Population de Ouagadougou ; nos calculs

Discussion et conclusion

Dans ce travail, nous cherchons les inégalités socio-économiques (éducation et emploi) dans le couple qui pourraient être un frein à la baisse de la fécondité dans un contexte marqué par une constance des rapports sociaux de sexe. Les femmes sont généralement chargées des activités domestiques relatives à la préparation des repas, l'entretien de la maison, l'éducation et le soin des enfants (Kobiane, 2007). Le contexte sub-saharien est aussi marqué par un niveau de fécondité le plus élevé dans le monde et qui baisse lentement (Casterline, 2001). Une maîtrise de la fécondité des femmes en union aurait un impact très significatif sur la baisse de la fécondité, elles constituent le groupe qui a le niveau le plus élevé car permanemment soumis au risque de grossesses. Cela permettrait une meilleure planification économique des pays en développement où la dynamisation des économies n'est généralement pas en phase avec l'accroissement de la population. Ce qui pourrait avoir un effet sur la réduction de la pauvreté (Objectif 1 des Objectifs du Développement durable-ODDs), la diminution des décès liés à la maternité (Objectif 3 des ODDs) et même de permettre sous certaines conditions un bonus démographique (Bloom et Williamson, 1998; Bloom et al, 2000). Aussi, la maîtrise de la fécondité permettrait de réduire les effets à long terme des naissances sur la mortalité des femmes (Géraldine et al, 2016).

L'accès à l'éducation sans discrimination de sexe contribuerait au développement (Objectif 4 des ODDs) et permet au même moment à la femme de connaître ses droits, ce qui pourrait l'aider dans sa décision de planifier ou de limiter les naissances. Contrairement à nos hypothèses, l'inégalité en termes d'éducation des conjoints n'a aucun effet sur le niveau de la fécondité. Cela peut être expliqué par la conséquence des nombreuses campagnes de sensibilisation qui ont lieu dans le pays depuis plus de

25 ans sur l'accès et l'utilisation de la contraception en vue d'une meilleure planification familiale (Ministère de la santé (2012), cité par Bougma. et al, 2015) dans un contexte où l'éducation est moins rependue. Donc, quelque soit le niveau d'éducation, les conjoints ont accès à la même information pour planifier la venue de leurs progénitures, il n'y a aucune différence entre conjoints. Aussi, la faible différence de niveau d'éducation entre femmes elles-mêmes (majoritairement sans instruction) pourrait expliquer le fait qu'il n'y ait aucun effet de la différence d'éducation entre conjoints sur la fécondité.

Pour ce qui est de l'emploi salarié, il constitue un facteur protecteur d'une maternité fréquente. La fécondité différentielle entre femmes vis-à-vis de l'emploi est donc accentuée par l'inégalité de l'accès à l'emploi des femmes face aux hommes. L'accès à l'emploi rend donc les femmes plus autonomes et les libèrent de la fonction principale de reproduction et d'éducation des enfants (Mason, 2014 ; Jah, 2014). Dans le contexte de Ouagadougou, une réduction de la fécondité nécessiterait donc un effort dans l'autonomisation financière des femmes, ce qui permettrait aussi d'atteindre l'Objectif 5 des ODDs qui est de «Parvenir à l'égalité des sexes et autonomiser toutes les femmes et les filles».

L'effet des autres variables explicatives sur la fécondité reste conforme à ce qui est connu dans la littérature (National Academies of Sciences, Engineering, and Medicine, 2016; Hertrich, 2015; Bougma et al, 2014, INSD et Macro International Inc., 2012; Becker, 1973). La fécondité diminue avec l'écart d'âge entre conjoints, les riches ont moins d'enfants, les chrétiens ont moins d'enfants, la probabilité d'avoir un enfant diminue progressivement avec le rang de naissance, les habitants des quartiers informels (venus

majoritairement du milieu rural) ont plus d'enfants, et les mossi également ont plus d'enfants.

Enfin, il est nécessaire de soulever quelques limites de cette étude même si celles-ci ne nous semblent pas mettre en cause la validité de nos résultats. La limite liée à la longueur du suivi (2009-2011) qui est elle-même liée à la non disponibilité de l'information sur l'emploi après 2011. Cependant, le comportement de l'éducation ne diffère pas dans un modèle allant de 2009 à 2013 sans la prise en compte de l'emploi. Cette étude est également limitée par l'absence des méthodes de contraception éventuellement utilisées, la durée de l'allaitement et ne prend pas en compte l'infertilité. Pour ce qui est de ce dernier, son effet est très limité depuis l'apparition de la pénicilline (Belsey, 1976; Hurault, 1987; Lux, 1976; Retel-Laurentin, 1980 cités par Bougma et al, 2015). Une autre limite serait liée aux grossesses ayant abouties à un avortement qui ne sont pas prises en compte. Aussi, une grossesse pourrait entraîner une rupture d'emploi ou un changement d'emploi, travailler sur les dates de grossesse plutôt que les dates de naissance serait un avantage. La difficulté de disposer d'une variable instrumentale dans le contexte africain permettant de contrôler l'effet d'endogénéité qui pourrait exister entre l'éducation, l'emploi et la fécondité (Bougma et al, 2015) peut être source de biais. Toutefois nos résultats sont issus d'un modèle très bien ajusté par les données, vérifié par le test de spécification.

Remerciements

Le présent projet a bénéficié d'un financement au titre du programme-cadre de recherche et d'innovation « Horizon 2020 » dans le cadre de la convention de subvention Marie Sklodowska-Curie n°690984.

Roch Millogo est doctorant depuis Automne 2016 à l'Institut de Démographie et de Socioéconomie de la Faculté des Sciences de la Société de l'Université de Genève et bénéficie depuis lors d'une bourse d'excellence de la Confédération Suisse.

Références

- Assefa N. et Semahegn A, 2016. « Fertility is below replacement in Harar Health and Demographic Surveillance System (Harar HDSS), Harar town, Eastern Ethiopia ». *Fertility Research and Practice*, 2(1), 10.
- Andersen P. K. et Gill R. D, 1982. « Cox's regression model for counting processes : a large sample study », *The annals of Statistics*, Vol. 10, No. 4, 1100-1120.
- Ansley J. Coale, 2014. « La transition démographique reconsidérée », in Leridon H. (dir.), *Les théories de la fécondité*. INED : Paris, p. 155-172.
- Becker G. S. et Lewis H. G, 1973. « On the Interaction between the Quantity and Quality of Children ». *Journal of political Economy*, 81(2, Part 2), S279-S288.
- Bloom D.E. et Williamson J.G, 1998. « Demographic transition and economic miracles in emerging Asia », *World Bank Economic Review* 12(3) :419-55.
- Bloom D.E, Canning D. et Malaney P, 2000. « Demographic change and economic growth in Asia », *Population and development Review* 26 (supplement) :257-90.
- Bongaarts J, 2003. «Completing the fertility transition in the developing world: The role of educational differences and fertility preferences», *Population Studies*, 57(3), 321-335
- Bougma M, LeGrand T. K. et Kobiané J-F, 2014. « Fécondité et scolarisation à Ouagadougou: le rôle des réseaux familiaux », *Population-F*, 69 (3), 433-462.
- Bougma M, LeGrand T. K. et Kobiané J-F, 2015. « Fertility Limitation and Child Schooling in Ouagadougou : Selective Fertility or Resource Dilution? », *Studies in Family Planning* 46(2).
- Casterline J. B, 2001. «The Pace of fertility transition : National Patterns in the Second Half of the Twentieth Century», *Population and Development Review*, Vol. 27, Supplement : Global Fertility Transition, pp. 17-52.
- Cox D. R, 1972. « Regression models and life tables (with discussion) ». *Journal of the Royal Statistical Society Series B*, 34, 187-220.
- Davis K. et Blake J, 2014. « Structure sociale et fécondité :un cadre analytique », in Leridon H. (dir.), *Les théories de la fécondité*. INED : Paris, p. 115-142.
- Duthé G, Pison G, Delaunay V. et Douillot L, 2016. « L'effet à long terme de la reproduction sur la mortalité des femmes en milieu rural sénégalais », *African Population Studies* Vol. 30 No. 1, 2016.
- Dumond A, 2014. «Nouveau principe de population», in Leridon H. (dir.), *Les théories de la fécondité*. INED : Paris, p. 59-75.
- FLINN M., 1981. « The European Demographic System, 1500-1820 », John Hopkins University Press.
- Gurmu E. et Mace R, 2008. « Fertility decline driven by poverty: the case of addis ababa, ethiopia », *J. biosoc. Sci*, Cambridge University Press.
- Hertrich V, 2015. « The fertility impact of marriage paternes », Presentation to the Comittee on Population Workshop on recent Trends in Fertility in Sub-Saharan Africa, June 15-16, National Academy of Sciences, Washington, DC.
- Hodgson D, 1988. « Orthodoxy and Revisionism in American Demography », *Population and*

- Development Review, Vol. 14, No. 4, pp. 541-569.
- INSD et Macro International Inc., 2012. « Enquête démographique et de santé et à indicateurs multiples (EDSBF-MICS IV) », Burkina Faso 2010, Calverton, MA, INSD, Macro International Inc.
- Jah F, 2014. « The Incipient Fertility Transition and Women's Labor Force Participation in Sub-Saharan Africa, 1991-2005: Evidence From the Demographic and Health Surveys ». African Population Studies, 28, 1103-1118.
- Kobiané J-F, 2007. « Ethnies, genre et scolarisation au Burkina Faso : du discours anthropologique aux résultats statistiques », in : Thérèse Locoh (éd.), Genre et sociétés en Afrique. Implications pour le développement, Collection « Les cahiers de l'INED », No. 160, pp. 221-241.
- Kravdal Ø, 2002. « Education and fertility in sub-Saharan Africa: Individual and community effects », Demography, 39(2), 233-250.
- Larsson C. et Stanfors M, 2014. « Women's education, empowerment, and contraceptive use in sub-Saharan Africa : findings from recent demographic and health surveys ». African Population Studies, 28, 1022-1034.
- LIVI-BACCI M, 1992. « A Concise History of World Population », Blackwell Publishing.
- Mason K. O, 2014. "L'impact du statut social des femmes sur la fécondité dans les pays en développement", in Leridon H. (dir.), Les théories de la fécondité. INED : Paris, p. 447-471.
- McDonald P, 2000. « Gender equity in theories of fertility transition », Population and Development Review, 26(3), p. 427-439.
- Ministère de la Santé. 2012. « Planification familiale au Burkina Faso : État des lieux et perspectives. » Mimeo document. Ouagadougou, Burkina Faso: Ministère de la Santé.
- National Academies of Sciences, Engineering, and Medicine, 2016. « Tendances récentes de la fécondité en Afrique Subsaharienne : synthèse de l'atelier ». A Beatty, Rapporteuse. Comité de la population, Division des Sciences Sociales et du Comportement et de l'Éducation. Washington, DC : The National Academies Press.
- Pison G, 2005. «Population observatories as sources of informations on mortality in developing countries ». Demographic Research 13 :301-334.
- Pradhan E. et Canning D, 2013. «The Effect of Educational Reform in Ethiopia on Girls' Schooling and Fertility», Manuscrit non publié à ce jour, Harvard School of Public Health, Department of Global Health and Population, Cambridge, MA.
- Rossier C, Soura A, Lankoande B et Millogo R. Novembre 2011. Observatoire de Population de Ouagadougou. Données du R0, R1 et R2 : rapport descriptive, <http://www.issp02.issp.bf/opo>
- Rossier C. et al, 2012. « Health and demographic surveillance system profile. Profile : The Ouagadougou health and demographic surveillance system », International Journal of Epidemiology, 41(3), p. 658-666.
- Rossier C. Corker J et Schoumaker B, 2015. "The Fertility Decline in Sub-Saharan Africa : Who's Next After the Elite ?"Paper presented at the Annual Meeting of PAA, San Diego.
- Shapiro D. et Gebreselassie T, 2009. « Fertility Transition in Sub-Saharan Africa: Falling and Stalling », African Population Studies Vol. 22 n°2.
- Sié A et al, 2014. « Niveaux et tendances de la mortalité au Burkina Faso à partir des données des observatoires démographiques et de santé de : 2009-2011 ». Rapport réalisé avec le partenariat technique et financier de INDEPTH.

Annexes

Annexe 1 : Tests de Log-rank pour les principales variables explicatives

Test de Log-rank pour égalité de fonctions de survie

Éducation	observé	prédit
Aucun- Aucun	2044	1942.57
Aucun - Primaire	902	831.16
Aucun - Secondaire et plus	376	369.91
Primaire - Aucun	515	548.45
Primaire - Primaire	519	505.67
Primaire - Secondaire et plus	409	410.22
Secondaire et plus -Aucun	235	253.76
Secondaire et plus - Primaire	259	292.98
Secondaire et plus - Secondaire et plus	557	661.27

Test de Log-rank pour égalité de fonctions de survie

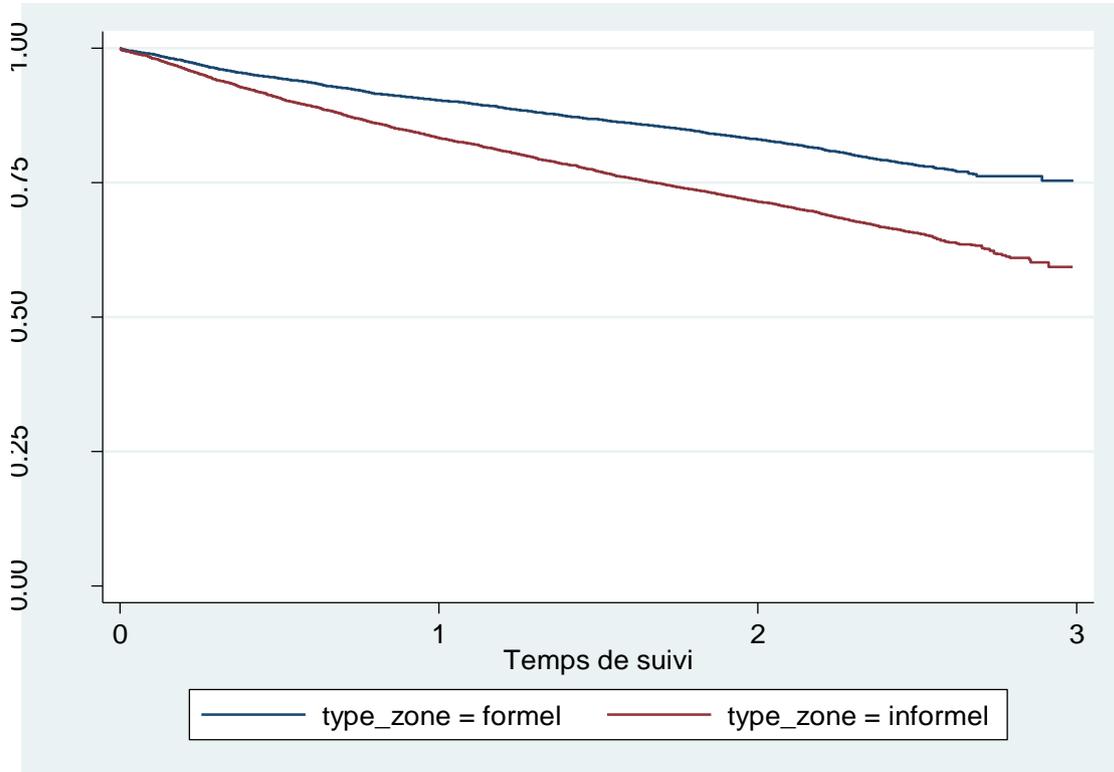
Emploi	observé	prédit
Aucun-Aucun	223	239.49
Aucun-Employer	578	536.29
Aucun-Indépendant	1325	1198.73
Employer-Aucun	17	32.14
Employer-Employer	28	42.29
Employer-Indépendant	102	123.75
Indépendant-Aucun	186	214.84
Indépendant-Employer	453	477.55
Indépendant-Indépendant	1064	1110.92

Total	5816	5816	Total	3976	3976
-------	------	------	-------	------	------

Source : Observatoire de Population de Ouagadougou ; nos calculs

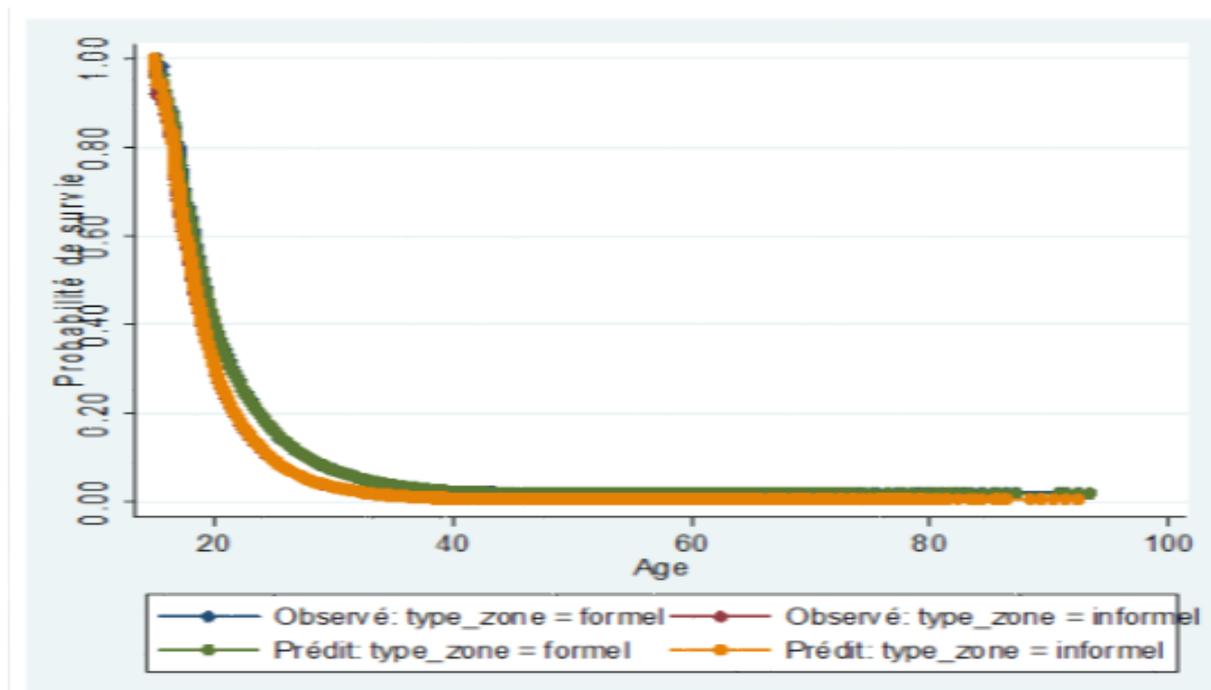
chi2(8) = 36 Pr>chi2 = 0.0000 = chi2(8) = 42.24 Pr>chi2 = 0.0000

Annexe 2 : Courbe de Kaplan-Meier par type de zone de résidence



Source : Observatoire de Population de Ouagadougou ; nos calculs

Annexe 3 : Comparaison des courbes de Kaplan Meyer et les courbes issues de l’ajustement de Cox



Source : Observatoire de Population de Ouagadougou ; nos calculs

Annexe 4 : Fécondité différentielle en fonction des caractéristiques socio-économiques contrôlée par le nombre d'enfants décédés

	Haz. Ratio	p-value	Intervalle de confiance
Éducation (F-H-base: Aucun- Aucun)			
Aucun - Prim.	1.12	0.008	[1.03;1.22]
Aucun - Sec. +	1.3	0.015	[1.05;1.6]
Prim. - Aucun	1.04	0.424	[0.94;1.15]
Prim. - Prim	1.16	0.006	[1.04;1.28]
Prim. - Sec. +	1.27	0.029	[1.02;1.57]
Sec. + - Aucun	1.28	0.035	[1.02;1.61]
Sec. + - Prim.	1.14	0.271	[0.9;1.45]
Sec. + + Sec. +	1.1	0.39	[0.88;1.37]
Missing	0.81	0.312	[0.54;1.22]
Emploi (F-H-base: Aucun- Aucun)			
Aucun -Empl.	1.42	0	[1.2;1.69]
Aucun -Indep	1.49	0	[1.27;1.75]
Empl- Aucun	0.68	0.192	[0.37;1.22]
Empl.-Empl.	0.85	0.419	[0.57;1.26]
Empl.-Indep.	1.04	0.756	[0.8;1.35]
Indep.- Aucun	0.75	0.01	[0.6;0.93]
Indep.-Empl	1.09	0.366	[0.91;1.3]
Indep.-Indep.	1.08	0.331	[0.92;1.28]
Missing	1.2	0.133	[0.95;1.51]
Inv. d'Age entre époux	0.8	0.001	[0.7;0.91]
parité (base: 1 enfant)			
2	1.32	0	[1.21;1.45]
3	1.25	0	[1.14;1.37]
4	1.24	0	[1.11;1.38]
5+	1.18	0.003	[1.06;1.32]
Zone de résidence (base: formelle)			
Informelle	1.43	0	[1.34;1.53]
Niveau de vie (base: pauvre)			
Moyen	0.95	0.094	[0.89;1.01]
Riche	0.65	0	[0.57;0.75]
Missing	1.51	0	[0.88;2.6]
Religion (base: musulman)			
Chrétien	0.93	0.021	[0.88;0.99]
Autre	1.92	0.117	[0.85;4.35]
Missing	1.06	0.793	[0.68;1.64]
Ethnie (base: Mossi)			
Autres	0.88	0.017	[0.8;0.98]
Nombre d'enfants décédés (base: Aucun)			
Un seul	0.79	0	[0.72;0.86]
Plus de 2	0.59	0	[0.5;0.7]
Missing	0.88	0.409	[0.65;1.19]

Source : Observatoire de Population de Ouagadougou ; nos calculs