

Effet de la longueur de l'intervalle de naissances sur l'état de santé maternelle au Bénin

AMINOU Fawaz A. Adéchinan

Faculté des Sciences Economiques et de Gestion - Université d'Abomey-Calavi
Email : zapate2020@yahoo.fr

OKPEITCHAN Sahindatou Olaïtan Abèkè

Faculté des Sciences Economiques et de Gestion - Université d'Abomey-Calavi
Email : sahifr@yahoo.fr

Résumé : Cette étude analyse l'effet de la longueur de l'intervalle de naissance sur l'état de santé maternelle au Bénin. Elle utilise les données de l'Enquête Démographique et de Santé (EDS) du Bénin en adoptant une stratégie d'estimation qui prend en compte l'endogénéité potentielle de la longueur de l'intervalle de naissances, le potentiel biais de sélection de l'échantillon et l'hétérogénéité non observée. Les résultats indiquent que les longueurs d'intervalles de naissance de 36 à 59 mois améliorent l'état de la santé maternelle au Bénin. Toutefois, l'intervalle de naissance est un facteur endogène de la santé de la mère. Ces résultats impliquent que les politiques qui encouragent les mères à un intervalle de naissances de 36-59 mois peuvent être considérées comme un moyen d'améliorer la santé maternelle.

Mots clés : Santé maternelle, Intervalle de naissance, Bénin.

Codes de classification JEL : I11 - I18 – I19.

Effect of the birth interval length on maternal health status in Benin

Abstract: *This study analyses the effect of the birth interval length on maternal health status in Benin. It uses the demographic and health survey (DHS) datasets for Benin by adopting an estimation strategy that takes in account potential endogeneity of the birth interval length, potential sample selection bias and potential unobserved heterogeneity. We use the demographic and health survey (DHS) datasets for Benin. The findings indicate that a birth interval of 36-59 months improve maternal health status in Benin. However, the birth interval is an endogenous factor of maternal health. These findings imply that policies that encourage mothers to maintain a birth interval of 36-59 months should be pursued as one way of improving maternal health.*

Keywords: Maternal Health, Birth Interval, Benin.

JEL classification Codes: I11 - I18 – I19.

1. Introduction

Depuis l'adoption en 2000 de l'Objectif du Millénaire pour le Développement numéro cinq (OMD 5) qui appelle à une réduction du taux de mortalité maternelle de trois quarts d'ici à 2015, la mise en place de l'accès universel aux soins de santé reproductive de haute qualité, et qui appelle à assurer une bonne santé et un bien-être à la population, la santé maternelle est devenue un défi majeur que le secteur de la santé des pays en développement doit relever. En 2015, cet objectif a été converti en Objectif de Développement Durable numéro 3 (ODD 3).

Garder les mères en vie et en bonne santé est bon pour les femmes, leurs familles et la société car les conséquences de la mortalité maternelle et les complications qu'elle entraîne pour la santé des nourrissons et des enfants plus âgés sont aussi graves (Lule et al. 2005). Le risque de décès chez les enfants de moins de 5 ans est doublé si leurs mères meurent à l'accouchement (Lule et al. 2005). Le taux de mortalité néonatale est également fortement corrélé avec les taux de mortalité maternelle : chaque année, 4 millions de nouveau-nés meurent avant d'avoir atteint leurs premiers mois de vie et un nombre additionnel de 4 millions sont mort-nés (OMS, 1999). Au moins 20% de la charge de morbidité chez les enfants de moins de l'âge de 5 ans est attribuable à des conditions directement associées à une mauvaise santé maternelle et reproductive, la nutrition et la qualité des soins obstétricaux et néonataux (Banque Mondiale, 1999).

Les effets bénéfiques de la réduction de la mortalité maternelle pour la société sont très importants. Les investissements dans la maternité sans risque améliorent non seulement la santé de la femme et celle de sa famille, mais aussi accroissent l'offre de main-d'œuvre, la capacité de production, et le bien-être économique des collectivités (Lule et al. 2005). Le fardeau des femmes associé aux grossesses fréquentes ou trop précoces, à la mauvaise santé maternelle et reproductive, aux complications de la grossesse et aux soins pour les enfants malades, compromet leur capacité de gagner un revenu, et contribue à leur pauvreté. Les enfants dont les mères meurent ou sont handicapées à procréer ont des perspectives considérablement réduites de mener une vie productive (Banque mondiale, 1999). Renforcer donc les services de santé maternelle et reproductive peut également apporter des avantages pour le système de santé en général, ce qui peut non seulement améliorer l'accès et l'utilisation d'un large nombre de services de soins de santé génésique mais aussi améliorer la productivité économique pour la société. La santé maternelle inclut la santé des femmes lorsqu'elles sont enceintes, durant l'accouchement et la période qui suit l'accouchement (Lule et al. 2005).

Les issues de grossesse sont considérées comme indicateur de santé maternelle (Kramer, 2003). Les complications pendant la grossesse et l'accouchement ainsi que les IST, le VIH-SIDA sont parmi les principales causes de décès et d'invalidité chez les femmes en âge de procréer dans les pays en développement. La mortalité maternelle n'est pas la seule issue défavorable de la grossesse. Les morts nés¹, des fausses

¹ Un enfant mort-né, appelé aussi une mort fœtale, est la mort d'un fœtus avant la naissance ou après un âge gestationnel de 20 semaines terminées (Zegers-Hochschild et al. 2009)

couches² et les naissances prématurées³ peuvent être indicateurs de problèmes de santé maternelle sous-jacents (Villamor et Cnattingius, 2006). En raison des fausses couches, avortements provoqués, et d'autres facteurs, environ 800 femmes meurent chaque jour dans le monde. En 2013, 289 000 femmes sont décédées pendant ou après la grossesse ou l'accouchement et la majeure partie de ces décès se sont produits dans des pays à revenu faible et la plupart auraient pu être évités (OMS, 2013). Pour la quasi-totalité des décès maternels qui se produisent chaque année dans le monde, on estime que 99% se produisent dans des pays en développement, dont plus de la moitié en Afrique Subsaharienne et près de tiers en Asie du Sud (OMS, 2013). Ces femmes souffrent de problèmes de santé liés à la grossesse, tels que les fistules vésico-vaginale, l'infertilité et la dépression qui peut être débilitante de façon permanente (OMS, 2001). Les femmes dans le monde en développement ont 1 chance sur 160 de mourir de causes liées à la grossesse; le rapport dans les pays développés est de 1 sur 3700 (OMS, 2013). Ainsi, la santé maternelle peut être analysée à partir du fait qu'une femme connaît ou non une issue défavorable de la grossesse.

Au Bénin, le taux de mortalité (pour 1000 naissances totales) est de 24 en 2009 (OMS, 2013) et de 25,5 en 2012 (MS, 2012). Ce taux est apparu plus élevé que celui de l'Afrique du Sud, 20 ; l'Algérie, 11 ; le Botswana, 16 ; le Cap-Vert, 16 ; le Mali, 23 ; le Niger, 23 mais toutefois il est meilleur à la moyenne de la région Afrique de l'OMS, 28 en 2009. Quant au taux de prématurité (pour 1000 naissances vivantes), il est de 10 et 11 respectivement en 2008 et 2010 (OMS, 2011 ; 2013). Ce taux est plus élevé que celui du Niger et du Sénégal qui sont respectivement 9 et 10 en 2010. De plus, le taux d'avortement au Bénin est de 35,9 pour 1000 naissances totales en 2012 (MS, 2012). Ces taux paraissent faibles mais comparativement à ceux des autres pays de la sous-région sont élevés. Une des raisons qui pourrait expliquer ces différents taux est la longueur des intervalles de naissance.

En effet, il existe plusieurs facteurs de risque d'issues défavorables de la grossesse. Ceux-ci incluent de courts intervalles de naissances (Lule et *al.* 2005; Conde-Agudelo et *al.* 2006), de longs intervalles de naissances (Conde-Agudelo et *al.* 2006), l'obésité maternelle (Cnattingius et *al.* 1998; Rosenberg et *al.* 2005), la morbidité maternelle (Scannapieco et *al.* 2003; Rosenberg et *al.* 2005) et le tabagisme (Walsh, 1994). L'espacement des naissances est devenu une stratégie principale du programme de promotion de la santé des mères et des enfants ces dernières années en République du Bénin. Bien qu'il existe plusieurs mesures différentes de l'espacement des naissances (Davanzo et *al.* 2004 et OMS, 2006), cette étude utilise l'écart entre deux naissances successives comme mesure de l'intervalle de naissances comme Davanzo et *al.* (2004), Rutstein (2005) et Awiti (2013). La longueur de l'intervalle de naissance se réfère donc à la durée, en mois, entre la naissance de l'enfant en qui nous nous intéressons et la naissance précédente immédiate de la mère (Rutstein, 2005).

² Une fausse couche, aussi connu comme un avortement spontané, est la perte d'un fœtus de moins de 400g ou la perte d'une grossesse clinique avant un âge gestationnel de 20 semaines terminées (Zegers-Hochschild et *al.* 2009)

³ Une naissance prématurée se réfère à une naissance après une période de gestation de plus de 20 mais moins de 37 semaines (Zegers-Hochschild et *al.* 2009).

De courts intervalles de naissance augmentent le risque maternel pour la toxémie, l'anémie, la malnutrition, la saignée du troisième trimestre et la mortalité maternelle (Conde-Agudelo et Belizàn, 2000) et ont plusieurs effets indésirables graves pour le nouveau-né et les effets néfastes sur la capacité intellectuelle, la croissance physique et le développement (Greenspan, 1993 ; Zhu et *al.* 1999 ; Hsieh et Chen, 2005). Par contre, un intervalle de naissance de plus de 70 mois est associé à un risque accru de mortalité maternelle, saignée du troisième trimestre, l'éclampsie et l'hémorragie du post-partum (Conde-Agudelo et Belizàn, 2000). Boerma et Bicego (1999) estiment qu'un intervalle de naissance de 2 ans améliore les chances de survie des nourrissons et des enfants par rapport à un intervalle de moins de 2 ans. Pour Rasheed et Al Dabal (2007), une période de 3-5 ans est l'intervalle de naissance optimale qui préserve des vies.

Tous les éléments ci-dessus énumérés, mettent en évidence l'intérêt de savoir quel est l'intervalle de naissance optimal au Bénin, quels sont les facteurs qui influencent la longueur de l'intervalle de naissance choisie par la femme et la nature de l'effet de la longueur de l'intervalle de naissance sur la santé maternelle. Ceci est, d'une part, en ligne avec les objectifs du développement durable notamment ceux liés aux aspects de la réduction de la mortalité maternelle et d'autre part, de nature à aider les programmes de planification familiale à devenir plus efficaces avec le contrôle des naissances afin de sauver les coûts supplémentaires liés aux issues indésirables de grossesse.

Le but de cette étude est d'évaluer l'effet de la longueur de l'intervalle de naissances sur l'état de santé maternelle au Bénin. Spécifiquement, l'étude vise à : (1) déterminer les facteurs qui influencent la longueur de l'intervalle de naissances choisie par la femme et (2) déterminer l'effet de la longueur de l'intervalle de naissances sur l'état de santé maternelle au Bénin. Le reste de notre analyse s'articule autour des sections suivantes. La section 2 présente la littérature sur le sujet. La méthodologie d'analyse adoptée ainsi que les données utilisées sont exposées dans la section 3. L'analyse des résultats fait l'objet de la section 4. Enfin, la conclusion et les implications sont présentées dans la section 5.

2. Revue de littérature

L'espacement des naissances est devenu une stratégie principale du programme de promotion de la santé des mères et des enfants au cours de ces dernières années dans la plupart des pays en développement.

Les intervalles entre les naissances peuvent agir sur la santé de la mère et de son enfant non encore né (Rosenzweig et Schultz, 1987 ; Miller, 1991 ; Ikamari, 1998 ; Whitworth et Stephenson, 2002 ; Bhargava, 2003 ; Norton, 2005 ; Rutstein, 2005 ; Razzaque et al. 2005 ; Conde-Agudelo et al. 2006 ; OMS, 2006). Comparativement, aux femmes avec un intervalle de naissances de 27-50 mois, le risque de souffrir de la pré-éclampsie et l'hypertension artérielle est plus élevé chez les femmes ayant des intervalles de naissances de moins de 6 mois ou de 75 mois ou plus (Razzaque et al. 2005). Aussi, de longs intervalles de naissance sont associés avec un risque plus faible de mortalité néonatale, infantile et la mortalité des enfants (Rutstein, 2005).

Conde-Agudelo et Belizàn (2000) ; Smith et al. (2003) ont montré que de courts intervalles de naissance augmentent le risque maternel pour la toxémie, l'anémie, la malnutrition, la saignée du troisième trimestre et la mortalité maternelle. Ces courts intervalles ont ainsi plusieurs effets indésirables graves pour le nouveau-né, tels que la prématurité, le faible poids à la naissance, la mortalité néonatale et les effets néfastes sur la capacité intellectuelle, la croissance physique et le développement (Greenspan, 1993; Zhu et al. 1999 ; Hsieh et Chen, 2005).

Pour Conde-Agudelo et Belizàn (2000), un intervalle de naissance de plus de 70 mois est associé à un risque accru de mortalité maternelle, de saignée du troisième trimestre, d'éclampsie et d'hémorragie du post-partum. Un intervalle de naissance de 2 ans améliore les chances de survie des nourrissons et des enfants par rapport à un intervalle de moins de 2 ans (Boerma et Bicego, 1999). Une nouvelle recherche suggère que la période de 3 à 5 ans est l'intervalle optimal de naissance qui sauve des vies (Rasheed et Al Dabal, 2007). Cette littérature a été renforcée par une étude réalisée par Awiti (2013) sur le Kenya qui a donné comme principale conclusion que les longueurs d'intervalle de naissance de 36 à 59 mois réduisent la probabilité d'une mère à connaître une fausse couche, une mort née, ou un avortement, les autres facteurs étant constants. Elle a aussi montré que l'intervalle de naissance est un déterminant endogène de la santé maternelle.

3. Méthodologie et données

Cette section présente les différentes approches méthodologiques adoptées pour atteindre les différents objectifs. Elle part du modèle théorique aux données utilisées dans le travail en passant par les questions d'estimation, l'identification du modèle et le modèle empirique.

3.1. Modèle Théorique

Le modèle théorique adopté suit de près celui de Rosenzweig et Schultz (1982, 1983), Mwabu (2009) et Awiti (2013). Il suppose que la mère multipare tire son utilité, U de la consommation de divers biens et services, X et de son propre état de santé, H . La fonction d'utilité d'une mère typique peut être représentée comme suit:

$$U = U(X, H) \quad (1)$$

L'état de santé de la mère, cependant, est influencé par l'intervalle entre un enfant précédent et le suivant, Z , d'autres inputs, Y et les dotations biologiques inobservables μ . Ainsi, la fonction de production de la santé de la mère peut être représentée de la manière suivante :

$$H = H(Y, Z, \mu) \quad (2)$$

La mère fait face à la contrainte budgétaire suivante :

$$I = P_x X + P_y Y + P_z Z \quad (3)$$

Où I est le revenu exogène du ménage, P_x est le prix par unité de X , P_y est le prix par unité de Y , et P_z est le prix par unité de Z . Même si Z n'est pas directement acheté sur le marché, il dépend autres biens qui sont achetés sur le marché.

Le problème économique standard de la mère consiste à maximiser sa fonction d'utilité soumise à sa fonction de production de santé et sa contrainte budgétaire (Rosenzweig et Schultz, 1982). La solution à la maximisation de la fonction d'utilité de la mère conduit aux équations réduites de demande d'inputs suivantes :

$$X = X(P_x, P_y, P_z, I, \mu) \quad (4)$$

$$Y = Y(P_x, P_y, P_z, I, \mu) \quad (5)$$

$$Z = Z(P_x, P_y, P_z, I, \mu) \quad (6)$$

Suivant Mwabu (2009), on peut montrer, par la technique de la différenciation totale que les effets des prix sur la santé maternelle dépendent des effets de l'évolution des prix sur la demande de facteurs de production de la santé ainsi que sur les produits marginaux de ces inputs dans la production de la santé maternelle. En conséquence, la fonction de production de santé maternelle et les paramètres de la demande d'inputs doivent être simultanément estimés, de manière à être capable de prévoir l'effet des changements dans les prix des différents inputs de santé sur l'état de santé maternelle (Mwabu, 2009). Suivant Rosenzweig et Schultz (1983) et Mwabu (2008), une fonction de production de santé maternelle hybride qui combine les équations (2) et (5) dans un souci de lier causalement Z à des changements dans l'état de la santé maternelle est formulée

$$H = h(Z, P_x, P_y, I, \mu) \quad (7)$$

Dans cette équation, Z est potentiellement endogène car elle peut être affectée par l'état de santé initial de la mère (Mwabu, 2008). Cela pouvait être montré par le fait qu'il n'est pas possible d'observer μ , ce qui complique l'interprétation du coefficient de Z comme son effet marginal, si cela n'est pas contrôlé (Rosenzweig et Schultz, 1982). Cela signifie que la procédure d'estimation adoptée pour l'équation (7) devrait prendre en compte le fait que Z est potentiellement endogène et le fait que μ est inobservable (Mwabu, 2009).

3.2. Questions d'estimation

Lors de l'estimation des modèles, il faut se soucier du biais de sélection potentiel de l'échantillon, de l'endogénéité potentielle, et de l'hétérogénéité potentielle non observée.

✓ Biais de sélection de l'échantillon

La discussion sur le biais de sélection de l'échantillon suit de près celle de Vella (1998). Dans cette étude, l'état de santé de la mère est mesuré en lui demandant si oui ou non, elle a connu une issue défavorable de la grossesse comme une fausse couche, un mort-né ou un avortement. Ainsi, l'état de santé de la mère est observable uniquement si elle le signale dans l'ensemble de données. Pour les mères qui n'ont pas signalé leur état de santé, il est impossible d'analyser l'effet de la longueur de l'intervalle de naissances sur leur état de santé. Toutefois, on s'intéresse à déterminer l'effet de la longueur de l'intervalle de naissances sur l'état de santé maternelle pour toutes les mères, et pas seulement pour celles qui déclarent leur état de santé. Si les facteurs non observables qui influencent le report de la mère de son état de santé sont

en corrélation avec les facteurs non observables qui influencent son état de santé signalé les estimations seront biaisées si on n'inclut pas dans le modèle de santé maternelle une estimation de ces facteurs non observables (Vella, 1998). On doit donc contrôler ce potentiel biais de sélection de l'échantillon dans l'estimation en incluant une estimation de ces facteurs non observables. La méthode proposée par Olsen (1980) pour contrôler ce biais de sélection est utilisée. Un avantage de l'approche d'Olsen par rapport à l'approche de Heckman (1979) est que, contrairement à l'approche de Heckman qui nécessite un probit itératif dans la première étape, l'approche Olsen ne nécessite que les techniques de régression des moindres carrés ordinaires (MCO) dans la première étape (Olsen, 1980).

✓ Endogénéité

Dans le modèle, la variable mesurant la longueur de l'intervalle de naissance est potentiellement endogène. Dans une certaine mesure, la longueur de l'intervalle de naissance est une variable de choix (choisie par la mère soit individuellement ou conjointement avec d'autres membres du ménage). Si les facteurs non observables qui influencent l'état de santé de la mère sont en corrélation avec la longueur de l'intervalle de naissance choisie par la mère, l'estimation de la longueur de l'intervalle des naissances dans la fonction maternelle de production de santé est non consistante (Guevara et Ben-Akiva, 2008) et ne peut pas être interprétée causalement (Cameron et Trivedi, 2010). Cette endogénéité potentielle est contrôlée en utilisant la méthode en deux étapes d'inclusion résiduelle (2SRI) (Terza et al. 2008). Cette approche implique notamment comme variable explicative supplémentaire dans l'équation de la santé maternelle, les résidus généralisés à partir du modèle de longueur d'intervalle de naissance. La longueur de l'intervalle de naissance est dite endogène si le coefficient du résidu de la longueur d'intervalle de la naissance est statistiquement significatif dans l'équation de l'état de santé maternelle (Bollen et al. 1995).

✓ Hétérogénéité non observée

L'hétérogénéité non observée existera dans le modèle de l'état de santé de la mère, s'il y a certains facteurs non observables qui interagissent de façon non linéaire avec la longueur de l'intervalle de naissance provoquant un effet différent de la longueur de l'intervalle de naissance sur la santé maternelle entre les mères dans la population (Zohoori et Savitz, 1997). Pour contrôler l'hétérogénéité non observée, on inclut dans l'équation de la santé maternelle, l'interaction de la longueur de l'intervalle de naissance avec ses résidus, comme une variable explicative supplémentaire (Mwabu, 2009). L'hétérogénéité non observée existera dans notre modèle, si le coefficient de cette variable explicative supplémentaire est statistiquement significatif.

3.3. Identification du modèle

Nous suivons Mwabu (2009) et Awiti (2013) dans l'identification du modèle. Pour une interprétation correcte des coefficients estimés du modèle de santé de la mère, les effets sur l'état de santé maternelle de la longueur de l'intervalle de naissance (l'input potentiellement endogène) et de la règle de sélection de l'échantillon, doivent être identifiés (Mwabu, 2009). On suppose que la longueur de l'intervalle de naissance est le seul input potentiellement endogène. Par conséquent, l'identification exige un

minimum de deux restrictions d'exclusion ; une pour la variable endogène et une autre pour la détermination de la sélection de la mère dans l'échantillon d'estimation (Mwabu, 2009).

Les instruments choisis doivent être exogènes, pertinents (ce qui signifie qu'ils doivent affecter de manière significative la longueur de l'intervalle de naissance), et doivent être exclus de l'équation de la santé maternelle (Murray, 2006 ; Mwabu, 2009 ; Brookhart et al.2010). Les instruments utilisés dans la littérature comprennent des fausses couches (Buckles et Munnich, 2012), la religion musulmane (Makepeace, 2006), la durée de l'allaitement (Maitra et Pal, 2005), la composition par sexe des enfants précédents et l'utilisation de la contraception (Maitra et Pal, 2008). On suppose une identification exacte des modèles et utilise deux instruments dans la stratégie d'estimation (Murray, 2006). Les instruments utilisés sont la durée moyenne de l'allaitement maternel, calculée à partir de nos données au niveau départemental; et la proportion de femmes dans chaque département n'ayant jamais pratiqué aucune forme de contraception, appelée ici prévalence de la contraception, également calculée à partir des données au niveau départemental.

On prévoit que la prévalence contraceptive soit liée positivement à la longueur de l'intervalle de naissance parce que plus la prévalence de l'utilisation de la contraception dans une zone particulière est élevée, plus les contraceptifs sont accessibles ou disponibles dans cette zone et par conséquent plus élevées sont les chances que toute femme voulant les utiliser y ait accès dans cette zone. On s'attend à ce qu'une durée moyenne de l'allaitement plus élevée dans une zone ait un impact sur la durée de l'allaitement d'une femme en particulier par des effets de pairs. On utilise les moyennes départementales pour éliminer le risque que les instruments soient des variables de choix de la mère. Nous soutenons que si une femme en particulier peut choisir la durée de l'allaitement, il est peu probable d'influencer la durée moyenne de l'allaitement maternel dans l'ensemble du département où elle vit. De même, si une femme en particulier peut choisir ou non d'utiliser des contraceptifs, il est également peu probable qu'elle influence la proportion de femmes dans l'ensemble du département en utilisant n'importe quel type de contraception à un moment donné dans le temps.

3.4. Modèle empirique

L'état de santé maternelle est mesuré par une variable binaire. Pour une mère typique i , on définit la mesure de l'état de santé suivante :

$$H_i = \begin{cases} 1 & \text{si la mère a vécu une fausse couche, un mort né ou un avortement,} \\ 0 & \text{sinon.} \end{cases} \quad (8)$$

Où H_i est l'état de santé observé de la mère i . Etant une variable binaire, le modèle approprié pour l'état de santé maternelle est le modèle de régression binaire (Long et Freese, 2006). On suppose que la variable sous-jacente de cet état observé de la santé maternelle est une variable continue, H_i^* qui est lié à l'état de santé pour la mère i par l'équation suivante:

$$H_i = \begin{cases} 1 & \text{si } H_i^* > 0, \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad (9)$$

La variable latente est à son tour liée aux variables via l'équation suivante :

$$H_i^* = \beta_0 + \beta_1 Y + \beta_2 Z_i + \varepsilon_{1i} \tag{10}$$

Où Y est un vecteur de contrôle, Z est la longueur de l'intervalle de naissance et ε est le terme d'erreur stochastique. Lorsqu'on a les valeurs de Y et Z, il peut être démontré que (Long et Freese, 2006 ; Cameron and Trivedi, 2010) :

$$\Pr(H_i = 1 | Y, Z) = \Pr(H_i^* > 0 | Y, Z) \tag{11}$$

Où Pr est mis pour « probabilité ». En substituant l'équation (10) dans l'équation (11) et en effectuant d'autres manipulations on obtient:

$$\Pr(H_i = 1 | Y, Z) = \Pr(-\varepsilon_{1i} \leq \beta_0 + \beta_1 Y + \beta_2 Z | Y, Z) = F(\beta_0 + \beta_1 Y + \beta_2 Z) \tag{12}$$

où F(.) est la fonction de densité cumulée de $-\varepsilon_{1i}$, qui est la même que celle de ε_{1i} si ε_{1i} symétrique. Une supposition d'une distribution normale pour ε_{1i} conduit à un modèle probit donné par :

$$\Pr(H_i = 1 | Y, Z) = F(\beta_0 + \beta_1 Y + \beta_2 Z) = \Phi(\beta_0 + \beta_1 Y + \beta_2 Z) \tag{13}$$

Où Φ (·) est la fonction de distribution cumulative normale. Puisque Z est potentiellement endogène, la méthode 2SRI exige l'obtention de ses résidus généralisés et leur introduction comme variable explicative supplémentaire dans le modèle. En conséquence, il faut donc formuler un modèle de Z qui peut être estimé. Se basant sur la littérature, la mesure de l'intervalle de naissance est définie comme suit:

$$Z_i = \begin{cases} 1 & \text{si l'intervalle de naissance est de 36 à 59 mois,} \\ 0 & \text{sinon.} \end{cases} \tag{14}$$

Où Z_i est la longueur de l'intervalle de naissance observée pour l'enfant de référence i. On suppose que cette longueur de l'intervalle de naissance observée est liée à une variable continue inobservable Z_i^* par l'intermédiaire de l'équation suivante :

$$Z_i = \begin{cases} 1 & \text{si } Z_i^* > 0, \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \tag{15}$$

On peut lier Z_i^* aux différentes variables à l'aide de l'équation :

$$Z_i^* = \alpha_1 + \alpha_2 Y + \alpha_3 Q + \varepsilon_{2i} \tag{16}$$

Où Y est un vecteur de contrôle, Q est un vecteur des instruments, et ε_{2i} le terme d'erreur stochastique. Une supposition d'une distribution normale pour ε_{2i} conduit à un modèle probit donné par:

$$\Pr(Z_i = 1) = \Phi(\alpha_1 + \alpha_2 Y + \alpha_3 Q) \tag{17}$$

Les résidus généralisés pour Z sont obtenus après estimation de ce modèle, puis sont inclus comme une variable explicative supplémentaire dans le modèle d'intérêt structurel pour contrôler l'endogénéité. L'hétérogénéité non observée est contrôlée par l'inclusion dans notre modèle structurel d'intérêt, une interaction entre la longueur de l'intervalle de la naissance et son résidu généralisé comme une variable explicative supplémentaire. La variable d'inclusion des mères dans l'échantillon est définie comme suit:

$$I_i = \begin{cases} 1 & \text{si la mère } i \text{ rapporte son état de santé,} \\ 0 & \text{sinon.} \end{cases} \quad (18)$$

Suivant Olsen (1980), l'équation de sélection de l'échantillon suivante est formulée :

$$I_i = \gamma_1 + \gamma_2 Y + \gamma_3 Q + \varepsilon_{3i} \quad (19)$$

Où Y est un vecteur de contrôle, Q est un vecteur des instruments, et ε_{3i} est le terme d'erreur stochastique. L'approche Olsen exige qu'on estime ce modèle, obtient les probabilités prédites pour l'inclusion dans l'échantillon, \hat{P}_i , construit le terme de sélection, $\hat{P}_i - 1$, et inclut ce terme de sélection comme une variable explicative supplémentaire dans l'équation structurelle d'intérêt. Pour contrôler l'endogénéité potentielle de la longueur d'intervalle de naissance, le potentiel biais de sélection de l'échantillon, et la potentielle hétérogénéité non observée, l'équation (10) est prolongée de la façon suivante:

$$H_i^* = \beta_0 + \beta_1 Y + \beta_2 Z_i + \beta_3 \hat{\varepsilon}_{2i} + \beta_4 (\hat{P}_i - 1) + \beta_5 Z_i \hat{\varepsilon}_{2i} + \varepsilon_{1i} \quad (20)$$

Où Y est un vecteur de contrôle, Z est la longueur d'intervalle de naissance, $\hat{P}_i - 1$ est le terme de sélection de l'échantillon, $\hat{\varepsilon}_{2i}$ sont les résidus généralisés du modèle de longueur de l'intervalle de naissance, et ε_{1i} est le terme d'erreur stochastique. La supposition d'une distribution normale pour ε_{1i} conduit au modèle probit suivant, qui est l'équation structurelle d'intérêt:

$$\Pr(H_i = 1) = \Phi(\beta_0 + \beta_1 Y + \beta_2 Z_i + \beta_3 \hat{\varepsilon}_{2i} + \beta_4 (\hat{P}_i - 1) + \beta_5 Z_i \hat{\varepsilon}_{2i}) \quad (21)$$

Les équations sont estimées en utilisant le logiciel Stata 12.

3.5. Données

Les données proviennent principalement de l'enquête démographique et de santé (EDS) du Bénin menée en 2006. C'est une enquête à l'échelle nationale auprès des ménages représentatifs qui recueille une large gamme de données au niveau des ménages sur la santé infantile et maternelle. Au Bénin, elles sont collectées l'Institut National de la Statistique et de l'Analyse Economique (INSAE) en collaboration avec diverses organisations internationales.

Tableau n° 1 : Définition des variables utilisées

Variable	Définition
Etat de santé maternelle	1 si la mère a subi une fausse couche, un mort-né ou un avortement ; 0 sinon.
Longueur de l'intervalle de naissance précédente	1 si l'intervalle est de 36 à 59 mois ; 0 sinon
Report de l'état de santé	1 si la mère a reporté son état de santé ; 0 sinon
Education primaire	1 si le niveau plus élevé d'éducation de la mère est le primaire ; 0 sinon
Education secondaire	1 si le niveau plus élevé d'éducation de la mère est le secondaire ; 0 sinon
Education supérieure	1 si le niveau plus élevé d'éducation de la mère est le supérieur ; 0 sinon
Présentement mariée	1 si la mère est présentement mariée ; 0 sinon
Garçon comme enfant de référence	1 si l'enfant de référence est un garçon ; 0 sinon
Age de la mère à la naissance	Age de la mère à la naissance de l'enfant de référence en années
Nombre d'enfants vivants	Nombre d'enfants vivants nés de la mère
Résidence urbaine	1 si résidence urbaine ; 0 sinon
Indice de richesse	Indices de richesse rangés dans l'ordre croissant de 1 à 5
Prévalence contraceptive	Pourcentage de femmes ayant reportées qu'elle utilisent une méthode contraceptive. Calculé au niveau départemental.
Durée moyenne de l'allaitement	Durée moyenne de l'allaitement en mois. Calculée au niveau départemental.
Carré de la durée de l'allaitement	Carré de la durée moyenne de l'allaitement
Terme de sélection	Terme pour mesurer le biais de sélection. Construction basée sur Olsen (1980).
Résidu de la longueur de l'intervalle de naissance précédente	Résidu généralisé du modèle de l'intervalle de naissance
Intervalle de naissance précédente croisé avec résidu	Interaction de la longueur de l'intervalle précédente avec son résidu

L'échantillon d'analyse est constitué de femmes âgées entre 15 et 49 ans qui ont déclaré ou non avoir subi une issue de grossesse (spécifiquement, soit une fausse couche, un mort-né, ou un avortement). L'unité d'observation est une mère multipare, âgée de 15 à 49 ans qui reporte qu'elle avait connue ou non une issue défavorable de la grossesse. Le tableau 1 illustre la définition des variables qui sont utilisées dans les modèles.

4. Résultats et discussion

Cette section est consacrée à la présentation des résultats des estimations des modèles de sélection de l'échantillon, de la longueur de l'intervalle de naissance et de l'état de santé maternelle, suivie des analyses.

4.1. Distribution de l'état de santé de la mère par la longueur de l'intervalle de naissance

Le tableau 3 montre la répartition de l'état de santé maternelle par la longueur de l'intervalle de naissances dans l'échantillon. Le tableau montre que 23,30% des femmes qui avaient des longueurs d'intervalle de naissance de 36 - 59 mois n'avaient pas connu des issues défavorables de la grossesse. Le tableau montre également que les 76,50% des femmes qui ont connu des issues défavorables de la grossesse ont des longueurs d'intervalle de naissances en dehors de la tranche 36 - 59 mois.

Tableau n° 3 : Distribution de l'état de santé de la mère par la longueur de l'intervalle de naissance, pourcentage en bas

A eu une grossesse qui s'est terminée par une fausse couche, un avortement ou un mort-né.	Longueur de l'intervalle de naissance de 36 – 59 mois		Total
	Non	Oui	
Non	12706 76,70%	3859 23,30%	16565 100%
Oui	166 76,50%	51 23,50%	217 100%
Total	12872 76,70%	3910 23,30%	16782 100%

4.2. Déterminants du choix de l'intervalle de naissance et analyse de ses effets sur la santé maternelle

Les modèles sont estimés en deux étapes. Dans la première étape, il n'est estimé que l'équation de la sélection de l'échantillon avec l'équation de l'intervalle de naissance. Dans la deuxième étape, sont estimées les fonctions maternelles de production de santé. Ainsi, avant de passer à l'estimation empirique de l'effet de la longueur de l'intervalle sur la santé maternelle au Bénin, il est important d'explorer les facteurs qui

déterminent le choix de la longueur de l'intervalle de naissance. C'est ce qui fait l'objet de la section suivante.

4.2.1. Modèles de la première étape

Le tableau 4 présente les résultats du modèle de sélection de l'échantillon et du modèle de l'intervalle de naissance. Les résultats du modèle de sélection de l'échantillon sont présentés dans la colonne marquée (1), tandis que ceux du modèle de longueur de l'intervalle de naissance sont présentés dans la colonne (2).

Tableau n° 4 : Effets marginaux moyens pour les modèles de sélection de l'échantillon et de la longueur de l'intervalle de naissance

Variables	Modèle de sélection de l'échantillon (Report de l'état de santé = 1) (1)	Modèle de l'intervalle de naissance (36 - 59 mois=1) (2)
Education primaire	0.0001 (0.551)	0.0086 (0.797)
Education secondaire	-0.0001 (0.877)	0.0210 (0.666)
Education supérieure	-0.0009 (0.434)	0.0346 (0.838)
Statut matrimonial	0.0001 (0.604)	0.1440*** (0.000)
Garçon comme enfant de référence	0.0002 (0.273)	-0.0474** (0.044)
Age de la mère à la naissance	-0.0001*** (0.000)	-0.0019 (0.594)
Nombre d'enfants vivants	0.0000 (0.535)	0.1215*** (0.000)
Résidence urbaine	-0.0005*** (0.006)	-0.0406 (0.138)
Indice de richesse	-0.0001 (0.409)	0.0102 (0.322)
Prévalence contraceptive	0.0000 (0.149)	0.0030* (0.051)
Durée moyenne de l'allaitement	0.1110*** (0.000)	0.1062*** (0.000)
Carré de la durée de l'allaitement	-0.0031*** (0.000)	-0.0026*** (0.001)
Observations	12,802	12,802

P-values entre parenthèses

Significativité : *** p<0.01 ; ** p<0.05 ; * p<0.1

En se concentrant sur le modèle de l'intervalle de naissance dans la colonne (2), on observe que les coefficients des variables instrumentales ont les signes attendus. En particulier, plus le taux de prévalence de la contraception dans le département où vit la mère est élevé, plus élevé est la probabilité d'avoir une longueur de l'intervalle de naissance de 36 à 59 mois. Plus la durée moyenne de l'allaitement maternel dans le département dans lequel la mère vit, est élevée, plus élevée est la probabilité d'avoir un intervalle de naissance de longueur de 36 à 59 mois.

Un regard attentif sur les résultats du modèle de l'intervalle de naissance révèle que les déterminants importants d'une longueur d'intervalle de naissance de 36 à 59 mois sont le statut matrimonial, le sexe de l'enfant de référence et le nombre d'enfants.

Selon les résultats, les mères mariées ont une plus forte probabilité d'avoir des intervalles de naissance de longueur de 36 à 59 mois par rapport à leurs homologues non mariées. Les résultats indiquent en outre que la probabilité d'avoir un intervalle de la naissance de 36 à 59 mois est plus faible si l'enfant de référence est un garçon plutôt qu'une fille. Ce résultat est similaire à ceux obtenus par Awiti (2013), Mace et Sear (1997). Cela suggère que les mères ayant les enfants de référence de sexe masculin ont des intervalles entre les naissances plus courts. Toutefois, Chakraborty et al. (1996) trouvent que le sexe de l'enfant de référence n'est pas un déterminant important de la longueur de l'intervalle de naissance. Les résultats indiquent également que plus le nombre d'enfants vivants nés d'une mère est élevé, plus élevée est la probabilité d'avoir des intervalles de naissance de 36 à 59 mois.

4.2.2. Estimations des modèles de santé maternelle

Les modèles estimés des fonctions de production de santé maternelle sont présentées dans le tableau 5. Le tableau montre les résultats de l'estimation de quatre modèles d'état de santé maternelle. Dans la colonne (1) du tableau, sont présentés les résultats du modèle de l'état de santé maternelle qui ne tient pas compte du biais de sélection de l'échantillon, de l'endogénéité de la longueur de l'intervalle de naissance ou de l'hétérogénéité non observée. Les résultats présentés dans la colonne (2) sont ceux du modèle qui tient compte du biais de sélection de l'échantillon. Dans la colonne (3) sont corrigés les biais de sélection de l'échantillon et l'endogénéité potentielle de la longueur de l'intervalle de naissance. La colonne (4) montre des résultats où le biais de sélection de l'échantillon, l'endogénéité potentielle de la longueur de l'intervalle de naissance et l'hétérogénéité potentielle non observée sont contrôlés.

Dans la colonne (2), on constate que le coefficient du terme de sélection n'est pas statistiquement significatif. Ceci indique qu'il n'y a pas de biais de sélection d'échantillon dans le modèle. La longueur de l'intervalle de naissance est endogène dans notre modèle, comme l'indique la significativité statistique du coefficient du résidu de l'intervalle de naissance dans la colonne (3). On note de la colonne (3) que, malgré la prise en compte de l'endogénéité de la longueur de l'intervalle des naissances, il n'y a pas effectivement un biais de sélection de l'échantillon dans le modèle. D'après les résultats de la colonne (4), on conclut qu'il n'y a pas hétérogénéité non observée dans le modèle puisque le coefficient de l'interaction entre la longueur d'intervalle de naissance et son résidu n'est pas significatif. Le modèle préféré est, par conséquent,

celui représenté dans la colonne (4). L'attention est par conséquent focalisée sur les résultats de la colonne (4).

Tableau n° 5 : Effets moyens marginaux pour les modèles de l'état de santé maternelle
P-values entre parenthèses Significativité : *** p<0.01 ; ** p<0.05 ; * p<0.1

Variables	Fausse couche, avortement ou mort-né = 1			
	(1)	(2)	(3)	(4)
Longueur de l'intervalle de naissance	-0.0705 (0.292)	-0.0705 (0.293)	-0.0816 (0.213)	-0.4582* (0.082)
Education primaire	-0.0734 (0.373)	-0.0736 (0.372)	0.0459 (0.572)	0.0439 (0.590)
Education secondaire	-0.0165 (0.891)	-0.0168 (0.890)	0.0767 (0.504)	0.0711 (0.539)
Education supérieure	0.2973 (0.495)	0.2968 (0.496)	0.1698 (0.675)	0.1559 (0.700)
Statut matrimonial	-0.1401** (0.018)	-0.1403** (0.018)	0.7522*** (0.000)	0.7441*** (0.000)
Garçon comme enfant de référence	-0.1697*** (0.002)	-0.1700*** (0.002)	-0.3378*** (0.000)	-0.3304*** (0.000)
Age de la mère à la naissance	-0.0765*** (0.000)	-0.0764*** (0.000)	-0.0074 (0.384)	-0.0061 (0.474)
Nombre d'enfants vivants	-0.1109*** (0.000)	-0.1110*** (0.000)	0.6174*** (0.000)	0.6042*** (0.000)
Résidence urbaine	-0.0296 (0.632)	-0.0297 (0.0632)	-0.2602*** (0.000)	-0.2540*** (0.000)
Indice de richesse	-0.0207 (0.356)	-0.0208 (0.532)	0.1094*** (0.000)	0.1081*** (0.000)
Terme de sélection		1.0334 (0.930)	9.9016 (0.440)	10.3984 (0.416)
Résidu de la longueur de l'intervalle de naissance			- 15.8839*** (0.000)	- 15.8221*** (0.000)
Intervalle de naissance croisé avec son résidu				1.2309 (0.146)
Observations	12,802	12,802	12,802	12,802

On observe dans la colonne (4) que la longueur de l'intervalle de la naissance est un déterminant important de l'état de santé maternelle. Plus précisément, les résultats montrent qu'avoir une longueur d'intervalle de naissance comprise entre 36 - 59 mois réduit la probabilité d'avoir une issue défavorable de la grossesse (fausse couche, mort-né ou avortement) de 0,0137. Cela indique que l'espacement optimal des naissances est bénéfique pour la santé maternelle. Ce résultat est cohérent avec la littérature où les intervalles entre naissances à l'extérieur de 36 à 59 mois sont associés à un risque accru de mort-nés (Williams et al. 2008), où les intervalles entre naissances courtes ou longues se trouvent être préjudiciables à la santé maternelle (Conde-Agudelo et Belizàn, 2000 ; Conde-Agudelo et al. 2007 ; Stamilio et al. 2007), et où les intervalles

de naissances longs sont associés à un risque accru de mort-nés (Stephansson et al. 2003).

Autres facteurs déterminants de l'état de santé maternelle comprennent le statut matrimonial, le sexe de l'enfant de référence, le nombre d'enfants vivants, le milieu de résidence et la richesse des ménages. Les mères mariées sont plus susceptibles de connaître des issues défavorables de la grossesse comparativement à celles qui ne sont pas mariées. Cela amène à penser que le fait d'être marié a des effets non bénéfiques sur la santé maternelle. Ce résultat est contraire avec la conclusion de Gunilla et al. (2000) qui pensent que les mères vivant seules ont un risque plus élevé de mort prématurée que les mères avec partenaires ou celle de Osborn et al. (2000) qui montrent que les femmes célibataires ont un risque accru d'avortement spontané.

Lorsque l'enfant de référence est un garçon, la probabilité que la mère connaît une issue défavorable de grossesse est réduite de 0.0119. Elle est par contre élevée lorsque le nombre d'enfants vivants de la mère est élevé. Selon les résultats, les mères de familles riches sont moins susceptibles à connaître des issues défavorables de la grossesse. Ce résultat est cohérent avec la littérature indiquant que les femmes pauvres ont un risque plus élevé d'avoir des mort-nés (Ha et al. 2012). Il est de même pour les mères vivant en milieu urbain.

5. Conclusion et implications politiques

Un certain nombre de conclusions peut être tiré à partir des résultats du présent papier. Premièrement, les longueurs d'intervalles de naissance de 36 à 59 mois améliorent l'état de la santé maternelle au Bénin. Deuxièmement, l'intervalle de naissance est, toutefois, un facteur endogène de la santé maternelle. Cette endogénéité doit être contrôlée dans les modèles qui tentent d'établir un lien entre la longueur de l'intervalle de naissance et la santé maternelle. Enfin, la longueur de l'intervalle de naissances est fortement influencée par les caractéristiques maternelles (statut matrimonial et le nombre d'enfants vivants), les caractéristiques de l'enfant (sexe de l'enfant), et les caractéristiques communautaires/culturelles telles que la prévalence contraceptive et la durée de l'allaitement.

En termes de politiques, nos résultats impliquent que les politiques qui encouragent les mères à maintenir un intervalle de naissance de 36 - 59 mois doivent être poursuivies. Ceci peut être fait, par exemple, par le fait de rendre les services de planification familiale facilement accessibles aux mères et de les sensibiliser sur les avantages sanitaires de l'espacement adéquat des naissances. Les mères devraient également être encouragées à allaiter leurs enfants pour des périodes plus longues. L'investissement dans l'éducation maternelle est également une politique plausible dans ce cas.

6. Références bibliographiques

- Awiti, J. O. (2013). Preceding Birth Interval Length and Maternal Health in Kenya. *Papier soumis à la Conférence Annuelle du Centre d'Etude des Economies Africaines (CSAE) tenue du 17 au 21 Mars, Collège St Catherine, Oxford.*
- Banque Mondiale (1999), Rapport annuel 1999, Washington, ISBN/ISSN/EAN : 978-0-8213-4354-8.
- Bhargava, A., 2003. Family planning, gender differences and infant mortality: evidence from Uttar Pradesh, India. *Journal of Econometrics* 112 (1), pp.225-240.
- Boerma J, Bicego G. 1999. Preceding birth interval and child survival. *Stud Fam Plan*; 30: 243.
- Bollen, K. A., Guilkey, D. K. et Mroz, T. A., 1995. Binary outcomes and endogenous explanatory variables: tests and solutions with an application to the demand for contraceptive use in Tunisia. *Demography* 32 (1), pp.111-131.
- Brookhart, M. A., Rassen, J. A. et Schneeweiss, S., 2010. Instrumental variable methods in comparative safety and effectiveness research. *Pharmacoepidemiology and Drug Safety* 19 (6), pp.537-554.
- Buckles, K. S. et Munnich, E. L., 2012. Birth spacing and sibling outcomes. *Journal of Human Resources* 47 (3), pp.613-642.
- Cameron, A. C. et Trivedi, P. K., 2010. Microeconometrics using stata. Revised Edition. Stata Press.
- Chakraborty, N., Sharmin, S. et Islam, M. A., 1996. Differential pattern of birth intervals in Bangladesh. *Asia-Pacific Population Journal* 11 (4), pp.73-86.
- Cnattingius, S., Bergström, R. Lipworth, L. et Kramer, M. S., 1998. Pregnancy weight and the risk of adverse pregnancy outcomes. *New England Journal of Medicine* 338 (3), pp.147-152.
- Conde-Agudelo, A. et Belizàn, J. M., 2000. Maternal morbidity and mortality associated with interpregnancy interval: cross sectional study. *British Medical Journal (BMJ)* 321 (7271), pp.1255-1259.
- Conde-Agudelo, A., Rosas-Bermúdez, A. et Kafury-Goeta, A. C., 2006. Birth spacing and risk of adverse perinatal outcomes: a meta-analysis. *Journal of American Medical Association* 295 (15), pp.1809-1823.
- DaVanzo, J., Razzaque, A., Rahman, M., Hale, L., et Ahmed, K., 2004. The effects of birth spacing on infant and child mortality, pregnancy outcomes, and maternal morbidity and mortality in Matlab, Bangladesh. *RAND Labor and Population*, (October), [160].
- Greenspan A. 1993. Family planning's benefits include improved child health and nutrition: new data from Bangladesh. *Asia Pacific Popul Policy*; 26: 1-4.
- Guevara, C. A. et Ben-Akiva, M., 2008. A lagrange multiplier test for the validity of instruments in MNL models: an application to residual choice. European Transport Conference 2008, Leeuwenhorst, The Netherlands.
- Gunilla, R. W., Haglund, B. et Rosén, M., 2000. Mortality among lone mothers in Sweden: a population study. *Lancet* 355 (9211), pp.1215-1219.

- Ha, Y. P., Hurt, L. S., Tawiah-Agyemang, C., Kirkwood, B. R. et Edmond, K. M., 2012. Effect of socioeconomic deprivation and health service utilization on antepartum and intrapartum stillbirth: population cohort study from rural Ghana. *PLoS ONE*, 7 (7), 1-8.
- Hajian-Tilaki, K. O., Asnafi, N. et Aliakbarnia-Omrani, F., 2009. The patterns and determinants of birth intervals in multiparous women in Babol, Northern Iran. *Southeast Asian Journal of Tropical Medicine and Public Health* 40 (4), pp.852-860.
- Heckman, J., 1979. Sample selection as a specification error. *Econometrica* 47 (1), pp.153-161.
- Hsieh T.T., Chen S.F. 2005. The impact of interpregnancy interval and previous preterm birth on the subsequent risk of preterm birth. *J Soc Gynecol Investing*; 12: 2002-7.
- Ikamari, L., 1998. Birth intervals and child survival in Kenya. *African Journal of Health Sciences* 5 (1), pp.15-24.
- Kramer, M. S., 2003. The epidemiology of adverse pregnancy outcomes: an overview. *Journal of Nutrition* 133 (5), pp.1592S-1596S.
- Long, J. S. et Freese, J., 2006. Regression models for categorical dependent variables using Stata. Second edition. College Station, TX: Stata Press.
- Lule, E., Ramana, G. N. V., Oomman, N., Epp, J., Huntington, D. et Rosen, J. E., 2005. Achieving the millennium development goal of improving maternal health: determinants, interventions and challenges. *Health, Nutrition and Population (HNP) Discussion Paper*. World Bank.
- Mace, R. et Sear, R., 1997. Birth interval and the sex of children in a traditional african population: an evolutionary analysis. *Journal of Biosocial Science* 29 (4), pp.499-507.
- Maitra, P. et Pal, S., 2005. Birth spacing and child survival: comparative evidence from India and Pakistan.
- Maitra, P. et Pal, S., 2008. Birth spacing, fertility selection and child survival: analysis using a correlated hazard model. *Journal of Health Economics* 27(3), pp.690-705.
- Makepeace, G., 2006. Effects of birth interval on child mortality: evidence from a sequential analysis. *World Health & Population* 8 (2), pp.69-82.
- Miller, J. E., 1991. Birth intervals and perinatal health: an investigation of three hypotheses. *Family Planning Perspectives* 23 (2), pp.62-70.
- Ministère de la Santé (MS) du Bénin 2012 : Annuaire Statistiques de la Santé du Bénin 2012 publié par le Ministère de la Santé du Bénin.
- Murray, M. P., 2006. Avoiding invalid instruments and coping with weak instruments. *Journal of Economic Perspectives* 20 (4), pp.111-132.
- Mwabu, G., 2008. Health economics for low-income countries. In: T. P. Schultz and J. Strauss, eds. *Handbook of development economics*, Volume 4. Amsterdam: Elsevier/North-Holland, pp.3305-3374.

- Mwabu, G., 2009. The production of child health in Kenya: a structural model of birth weight. *Journal of African Economies* 18 (2), pp.212-260.
- Norton, M., 2005. New evidence on birth spacing: promising findings for improving newborn, infant, child, and maternal health. *International Journal of Gynecology & Obstetrics* 89 (Supplement 1), pp.S1-S6.
- Olsen, R. J., 1980. A least squares correction for selectivity bias. *Econometrica* 48 (7), pp.1815-1820.
- OMS (1999), Improving reproductive health—ICPD +5 Forum, The Hague. Geneva: WHO (Organisation Mondiale de la Santé).
- OMS (2001), Maternal mortality in 1995: Estimates developed by WHO, UNICEF, UNFPA. Geneva: WHO (Organisation Mondiale de la Santé).
- OMS (2006), Report of a WHO technical consultation on birth spacing. Geneva: WHO (Organisation Mondiale de la Santé). Disponible à http://cdrwww.who.int/maternal_child_adolescent/documents/birth_spacing.
- OMS (2011) Statistiques sanitaires mondiales 2011, Organisation Mondiale de la Santé, ISBN 978 92 4 256419 8. Disponible à <http://www.who.int>.
- OMS (2013) Statistiques sanitaires mondiales 2013, - Organisation Mondiale de la Santé, ISBN 978 92 4 256458 7. Disponible à <http://www.who.int>.
- Osborn, J. F., Cattaruzza, M. S. et Spinelli, A., 2000. Risk of spontaneous abortion in Italy, 1978 - 1995, and the effect of maternal age, gravidity, marital status, and education. *American Journal of Epidemiology* 151 (1), pp.98-105.
- Rasheed, P. et Al-Dabal, B. K., 2007. Birth interval: perceptions and practices among urban-based Saudi Arabian women. *Eastern Mediterranean Health Journal* 13 (4), pp.881-892.
- Razzaque, A., DaVanzo, J., Rahman, M., Gausia, K., Hale, L., Khan, M. A. et Mustafa, A. H. M. G., 2005. Pregnancy spacing and maternal morbidity in Matlab, Bangladesh. *International Journal of Gynecology & Obstetrics* 89 (Supplement 1), pp.S41-S49.
- Rosenberg, T. J., Garbers, S., Lipkind, H. et Chiasson, M. A., 2005. Maternal obesity and diabetes as risk factors for adverse pregnancy outcomes: differences among 4 racial/ethnic groups. *American Journal of Public Health* 95 (9), pp.1545-1551.
- Rosenzweig, M. R. et Schultz, T. P., 1982. The behaviour of mothers as inputs to child health: the determinants of birth weight, gestation, and rate of fetal growth. In: V. R. Fuchs, ed. *Economic aspects of health*. Chicago: University of Chicago Press, pp.53-92.
- Rosenzweig, M. R. et Schultz, T. P., 1983. Estimating a household production function: heterogeneity, the demand for health inputs, and their effects on birth weight. *Journal of Political Economy* 91 (5), pp.723-746.
- Rosenzweig, M. R. et Schultz, T. P., 1987. Fertility and investments in human capital : estimates of the consequences of imperfect fertility control in Malaysia. *Journal of Econometrics* 36 (1 - 2), pp.163-184.

- Rutstein, S. O., 2005. Effects of preceding birth intervals on neonatal, infant and under-five years mortality and nutritional status in developing countries: evidence from the demographic and health surveys. *International Journal of Gynecology & Obstetrics* 89 (Supplement 1), pp.S7-S24.
- Scannapieco, F. A., Bush, R. B. et Paju, S., 2003. Periodontal disease as a risk factor for adverse pregnancy outcomes: a systematic review. *Annals of Periodontology* 8 (1), pp.70-78.
- Setty-Venugopal, V. et Upadhyay, U. D., 2002. Birth spacing: three to five saves lives. *Population Reports*, 30 (3), pp.1-23.
- Stamilio, D. M., DeFranco, E., Paré, E., Odibo, A. O., Peipert, J. F., Allsworth, J. E., Stevens, E. et Macones, G. A., 2007. Short interpregnancy interval: risk of uterine rupture and complications of vaginal birth after cesarean delivery. *Obstetrics and Gynecology* 110 (5), pp.1075-1082.
- Stephansson, O., Dickman, P. W. et Cnattingius, S., 2003. The influence of interpregnancy interval on the subsequent risk of stillbirth and early neonatal death. *Obstetrics and Gynecology* 102 (1), pp.101-108.
- Terza, J. V., Basu, A. et Rathouz, P. J., 2008. Two-stage residual inclusion estimation: addressing endogeneity in health econometric modelling. *Journal of Health Economics* 27 (3), pp.531-543.
- Vella, F., 1998. Estimating models with sample selection bias: a survey. *Journal of Human Resources* 33 (1), pp.127-169.
- Villamor, E. et Cnattingius, S., 2006. Interpregnancy weight change and risk of adverse pregnancy outcomes: a population-based study. *Lancet* 368 (9542), pp.1164-1170.
- Walsh, R., 1994. Effects of maternal smoking on adverse pregnancy outcomes: examination of the criteria of causation. *Human Biology* 66 (6), pp.1059-1092.
- Whitworth, A. et Stephenson, R., 2002. Birth spacing, sibling rivalry and child mortality in India. *Social Science & Medicine* 55 (12), pp.2107-2119.
- Williams, E. K., Hossain, M. B., Sharma, R. K., Kumar, V., Pandey, C. M. et Baqui, A. H., 2008. Birth interval and risk of stillbirth or neonatal death: findings from rural India. *Journal of Tropical Pediatrics* 54 (5), pp.321-327.
- Zegers-Hochschild, F., Adamson, G. D., de Mouzon, J., Ishihara, O., Mansour, R., Nygren, K., Sullivan, E. et Vanderpoel, S., 2009. International committee for monitoring assisted reproductive technology (ICMART) and the World Health Organization revised glossary of ART terminology. *Fertility and Sterility* 92 (5), pp.1520-1524.
- Zhu B.P., Rolfs R.T., Nangle B.E., Horan J.M. 1999. Effect of the interval between pregnancies on perinatal outcomes. *N Engl J Med* ; 340:589-94.
- Zohoori, N. et Savitz, D. A., 1997. Econometric approaches to epidemiologic data: relating endogeneity and unobserved heterogeneity to confounding. *Annals of Epidemiology* 7 (4), pp.251-257.