

7<sup>EME</sup> CONFERENCE AFRICAINE SUR LA POPULATION  
JOHANNESBURG –AFRIQUE DU SUD,  
30 NOV. – 4 DEC. 2015  
.\*.\*.\*.\*.\*.\*.\*.\*

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

Fawaz A. Adéchinan AMINOU  
*Doctorant en Economie Appliquée*  
01 BP 3536 Cotonou  
[zapate2020@yahoo.fr](mailto:zapate2020@yahoo.fr) / [faminou2@gmail.com](mailto:faminou2@gmail.com)  
Tél : (+229) 97 38 15 39 / 64 30 93 91

Sahindatou Olaïtan Abèkè OKPEÏTCHAN  
*Etudiante en DEA / MASTER (NPTCI-2)*  
[sahifr@yahoo.fr](mailto:sahifr@yahoo.fr)  
Tél : (+229) 97 21 81 02 / 64 30 93 92

*Faculté des Sciences Economiques et de Gestion*  
*Université d'Abomey-Calavi*  
Cotonou, Bénin  
Juin, 2015

**Résumé :**

Ce travail examine l'effet de la longueur de l'intervalle de naissances sur la santé maternelle au Bénin. La santé maternelle est mesurée par une variable indicatrice si oui ou non une femme a déjà eu une grossesse qui s'est terminée par une fausse couche, un avortement ou un mort-né. Nous adoptons une stratégie d'estimation qui prend en compte l'endogénéité potentielle de la longueur d'intervalle des naissances, le potentiel biais de sélection de l'échantillon et l'hétérogénéité non observée potentielle. Nous utilisons la base de données de l'Enquête démographique et de santé (EDS) du Bénin pour l'année 2006 du fait de la non disponibilité de notre variable d'intérêt dans la base 2011 - 2012. Notre principale conclusion est 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. Nous notons que l'intervalle de naissances est un déterminant endogène de la santé maternelle. Nos résultats impliquent que les politiques qui encouragent les mères à maintenir un intervalle de naissances de 36 - 59 mois doivent être considérées comme un moyen d'améliorer la santé maternelle.

**Mots clés : santé maternelle, intervalle de naissance, Bénin.**

**Codes JEL: I12**

## 1. Introduction

Depuis l'adoption de l'Objectif du Millénaire pour le Développement cinq (OMD 5) qui appelle à une réduction du taux de mortalité maternelle (le nombre de décès maternels pour 100 000 naissances vivantes) de trois quarts d'ici à 2015 et la mise en place de l'accès universel aux soins de santé reproductive de haute qualité, la santé maternelle est devenue un défi majeur que le secteur de la santé des pays en développement doit relever. 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). Ainsi, une réduction de la mortalité maternelle s'avère indispensable.

Les effets bénéfiques de la réduction de la mortalité maternelle pour la société sont tout aussi 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).

Parmi les indicateurs de santé maternelle, nous distinguons les issues de grossesse (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 nés<sup>1</sup>, des fausses couches<sup>2</sup>, et les naissances prématurées<sup>3</sup> 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, plus de 40% des grossesses dans les pays en développement entraînent des complications, de maladie ou d'invalidité permanente pour la mère ou l'enfant (OMS, 2001). Pour chacun des 515 000 décès maternels qui se produisent chaque année dans le monde, on estime que 30 à 50 femmes souffrent de problèmes de santé liés à la grossesse, tels que les fistules vésico-vaginale, l'infertilité et la dépression qui peut être débilite de façon permanente (OMS, 2001). Les femmes dans le monde en développement ont 1 chance sur 48 de mourir de causes liées à la grossesse; le rapport dans les pays

---

<sup>1</sup> 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).

<sup>2</sup> 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).

<sup>3</sup> 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).

développés est de 1 sur 1800 (OMS, 2001). Nous pouvons donc étudier la santé maternelle indirectement en enquêtant si une femme subit ou non un aboutissement défavorable de la grossesse.

Au Bénin, le taux de mortinatalité (pour 1000 naissances totales) est de 24 en 2009 (SSM, 2013) et de 25,5 en 2012 (ASS, 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 100 naissances vivantes), il est de 10 et 11 respectivement en 2008 et 2010 (SSM, 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 (ASS, 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 de dénouements défavorables de la grossesse. Ceux-ci incluent de courts intervalles inter gésésiques (Lule et *al.* 2005; Conde-Agudelo et *al.* 2006), de longs intervalles inter gésésiques (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), suivant Davanzo et *al.* (2004) et Rutstein (2005), nous utilisons l'intervalle entre deux naissances successives comme mesure de l'espacement de naissance. La longueur de l'intervalle de naissance dans notre cas 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).

Des études publiées 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 (Conde-Agudelo et Belizan, 2000; Smith et *al.* 2003) et ont plusieurs effets indésirables graves pour le nouveau-né, tels que la prématurité, le faible poids de naissance, la mort-née, la mortalité néonatale et les effets néfastes sur la capacité intellectuelle, la croissance physique et le développement (Greenspan, 1993; Zhu et *al.* 1999; Bella et *al.* 2005; Hsieh et Chen, 2005). Cependant, 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 Belizan, 2000). L'évidence a montré de façon constante 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 (Boerma et Bicego, 1999). De récentes recherches suggèrent qu'une période de 3-5 ans est l'intervalle de naissance optimale qui préserve des vies (Rasheed et Al Dabal, 2007).

Au Bénin, il n'y a pratiquement pas d'études qui analysent l'effet de la longueur de l'intervalle de naissance sur l'état de santé maternelle. Ce qui met 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 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 millénaire pour le développement 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, ainsi les coûts supplémentaires liés aux issues indésirables de grossesse dus à des intervalles courts entre les naissances pourraient être sauvés.

## **2. Objectifs et hypothèses de recherche**

Cette partie présente les objectifs poursuivis ainsi que les hypothèses sur lesquelles se base cette étude pour conduire ses investigations.

L'objectif principal de la présente étude est d'évaluer l'effet de la longueur de l'intervalle inter gésésique sur l'état de santé maternelle au Bénin. Ceci de nature à éclairer les responsables de la politique sociale quant aux orientations données aux stratégies de réduction de la pauvreté fondées sur la planification familiale. Pour atteindre l'objectif principal, les objectifs spécifiques visés sont :

- ✓ Déterminer les facteurs qui influencent la longueur de l'intervalle inter gésésique choisie.
- ✓ Déterminer l'effet de la longueur de l'intervalle inter gésésique sur l'état de santé maternelle au Bénin.

Pour y parvenir nous avons formulé un certain nombre d'hypothèses. Ainsi, au cours de cette étude, deux (02) hypothèses seront testées.

- ✓ Les caractéristiques maternelles, communautaires ou culturelles et de l'enfant déterminent la longueur de l'intervalle inter gésésique choisie.
- ✓ La longueur de l'intervalle inter gésésique a une influence significative sur l'état de santé maternelle au Bénin.

### **3. 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 influencer 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). Par exemple, en comparaison aux femmes avec un intervalle inter gésésique de 27-50 mois, le risque de souffrir de plusieurs différentes morbidités maternelles telles que la pré-éclampsie et l'hypertension artérielle est plus élevé chez les femmes ayant des intervalles entre les grossesses de moins de 6 mois ou 75 mois et 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).

Des études publiées 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 (Conde-Agudelo et Belizan, 2000 ; Smith et al. 2003) et ils 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 ; Bella et al. 2005 ; Hsieh et Chen, 2005). Cependant, 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 (Conde-Agudelo et Belizan, 2000). Il a été démontré de façon constante 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 (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).

La littérature démographique et médicale suggère qu'en termes d'intervalle qui ne compromet pas la santé infantile et maternelle à la fois, la meilleure ou l'optimale longueur de l'intervalle de naissance est comprise entre 36 et 59 mois (Conde-Agudelo et Belizan, 2000 ; Setty-Venugopal et Upadhyay, 2002 ; Razzaque et al. 2005 ; Rutstein, 2005 ; Conde-Agudelo et al. 2007). Des intervalles en dehors de cette étendue sont associés à un risque élevé d'issues défavorables de la santé maternelle tels qu'un risque élevé d'éclampsie, un risque accru de dystocie du travail, un accroissement des risques de rupture utérine et troubles de la coagulation utéroplacentaire, un risque accru de mortalité maternelle, et un risque accru d'anémie (Conde-Agudelo et Belizan, 2000 ; Conde-Agudelo et al. 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. Enfin, elle suggère que les politiques qui encouragent les mères à maintenir un intervalle de naissance précédente sur 36 à 59 mois doivent être considérées comme un moyen d'améliorer la santé maternelle. Le tableau 1 suivant présente quelques facteurs de risque pour les naissances rapprochées.

**Tableau n°1 : Facteurs de risque pour les naissances rapprochées**

<b>Facteurs</b>	<b>Exemple d'études</b>
<b>La mortalité infantile</b>	Zenger, 1993 ; Bohler, 1994 ; Mturi, 1997 ; Udjo, 1997 ; Grummer-Strawn et al. 1998 ; Gyimah, 2002.
<b>La mauvaise santé du bébé</b>	Bereczkei et al. 2000 ; Setty-Venugopal et Upadhyay, 2002.
<b>Le jeune âge de la mère</b>	Suwal, 2001 ; Setty-Venugopal et Upadhyay, 2002 ; Rasheed et Al-Dabal, 2007.
<b>Pas d'éducation formelle pour la mère</b>	Setty-Venugopal et Upadhyay, 2002
<b>Avoir la première naissance tardive dans la vie</b>	Upadhyay et Hindin, 2005
<b>Avoir moins d'enfants</b>	Setty-Venugopal et Upadhyay, 2002
<b>Faible statut socio-économique de la mère</b>	Isvan, 1991 ; Setty-Venugopal et Upadhyay, 2002
<b>Absence d'emploi de la mère</b>	Setty-Venugopal et Upadhyay, 2002
<b>Peu d'autonomie décisionnelle de la mère</b>	Upadhyay et Hindin, 2005
<b>Résidence rurale</b>	Mturi, 1997 ; Setty-Venugopal et Upadhyay, 2002
<b>Pression sociale pour la femme de prouver la fécondité</b>	Setty-Venugopal et Upadhyay, 2002
<b>Courte durée de l'allaitement</b>	Millman et Cooksey, 1987 ; Setty-Venugopal et Upadhyay, 2002 ; Hajian-Tilaki et al.2009
<b>Non pratique de l'abstinence post-partum</b>	Setty-Venugopal et Upadhyay, 2002
<b>Préférence pour les fils</b>	Mace et Sear, 1997 ; Graham et al. 1998 ; Setty-Venugopal et Upadhyay, 2002
<b>Courtes intervalles de naissances</b>	Trussell et al. 1985
<b>Non utilisation de la contraception</b>	Yeakey et al. 2009

Source : Awiti (2013)

Au Bénin à notre connaissance, il n'y a pratiquement pas d'étude officielle sur l'effet de l'intervalle de naissance sur l'état de santé maternelle. Cette étude nous permettra de contribuer à la littérature existante au Bénin. Aussi, elle nous permettra d'identifier l'intervalle de naissance optimale et les facteurs qui le déterminent. Ceci permettra d'améliorer l'efficacité des programmes de planification familiale au Bénin.

#### **4. Méthodologie et données**

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

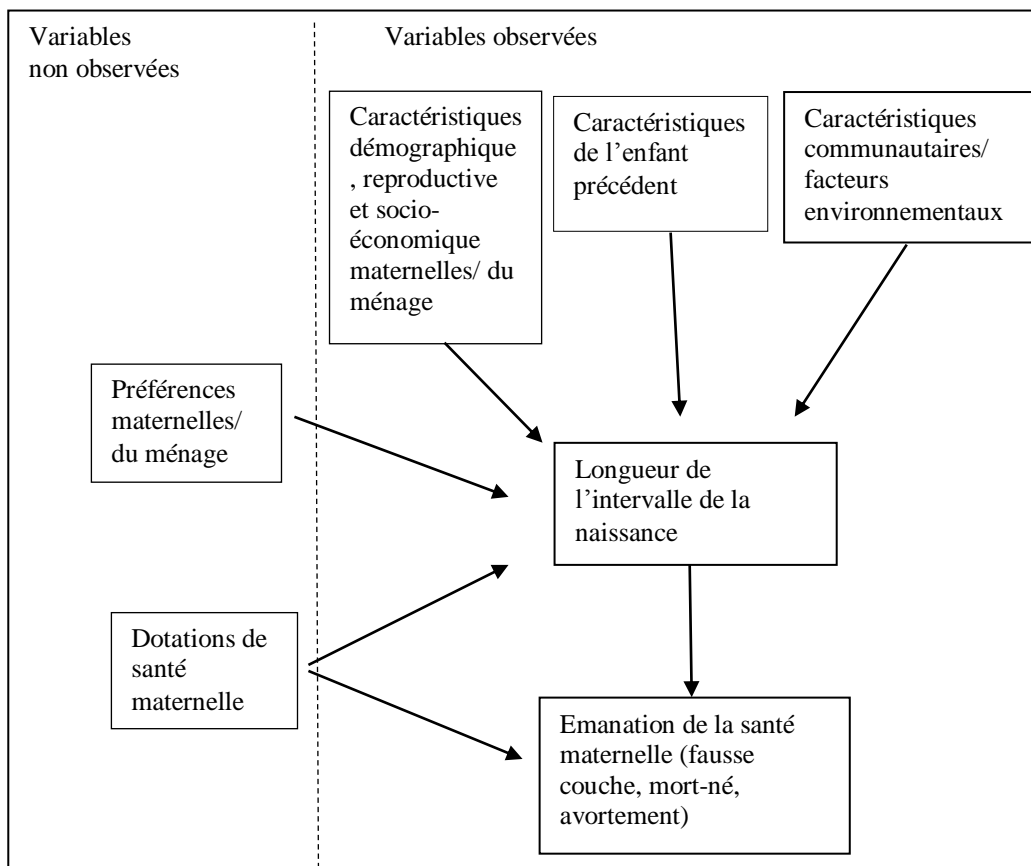
##### **a. Cadre conceptuel**

En nous basant sur les travaux de Awiti (2013), la figure 1 montre notre cadre conceptuel pour analyser l'effet de la longueur de l'intervalle de naissance sur l'état de santé maternelle. Selon la figure 1, l'état de santé maternelle (dans notre cas, si une femme a déjà connu un avortement, une fausse couche, ou une mort-né), est influencé par la longueur de l'intervalle de naissance grâce à une fonction maternelle de production de santé. Il est aussi influencé par la dotation de la santé maternelle (la composante de la santé maternelle en

raison des autres conditions génétiques ou environnementales non influencées par le comportement maternel mais en partie connue de la mère ou de sa famille, mais pas du chercheur).

La longueur d'intervalle de naissance, à son tour, est influencée par les préférences inobservables de la mère/ménage, et les dotations inobservables de la santé maternelle (par exemple, conditions de santé maternelle préexistantes non déclarées). En outre, elle est influencée par les caractéristiques démographique et socio-économique maternelles observables (comme âge, nombre d'enfants, l'éducation, le lieu de résidence, etc.), les caractéristiques de l'enfant précédent (c'est à dire, si l'enfant est vivant ou mort, et si l'enfant est malade ou non), les caractéristiques du ménage comme la richesse des ménages, et les caractéristiques de la communauté (tels que les normes/pratiques culturelles et les infrastructures de santé).

**Figure 1: Un cadre conceptuel pour analyser l'effet de la longueur de l'intervalle de Naissance sur l'état de santé maternelle**



Source: Construction de Awiti (2013) basée sur Schultz (1984).

### b. Modèle Théorique

Notre modèle théorique suit de près celui de Rosenzweig et Schultz (1982, 1983) et Mwabu (2009). Nous supposons que la mère multipare tire son utilité,  $U$  de la consommation de divers biens et services,  $X$  et de son propre état de santé,  $H$ . Nous pouvons donc représenter la fonction d'utilité d'une mère typique comme suit:

$$U = U(X, H) \tag{1}$$

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,  $\mu$ . Nous pouvons ainsi représenter la fonction de production de la santé de la mère 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 d'autres biens qui sont achetés sur le marché.

Le problème économique standard de la mère porte 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, nous devons simultanément estimer la fonction de production de santé maternelle et les paramètres de la demande d'inputs, de manière à être en mesure 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), nous pouvons formuler 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.

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

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 que nous ne pouvons pas observer  $\mu$ , ce qui crée des complications dans l'interprétation du coefficient de  $Z$  comme son produit marginal, si cela n'est pas contrôlé (Rosenzweig et Schultz, 1982). Cela signifie que la procédure d'estimation que nous adoptons pour l'équation (7) devrait prendre en compte le fait que  $Z$  est potentiellement endogène et le fait que  $\mu$  est inobservable (Mwabu, 2009).

### c. Questions d'estimation

Lors de l'estimation de nos modèles, nous avons besoin de nous 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

Notre discussion sur le biais de sélection de l'échantillon suit de près celle de Vella (1998). Dans cette étude, nous allons mesurer l'état de santé de la mère 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, nous sommes en mesure d'observer l'état de santé de la mère uniquement si elle le signale dans l'ensemble de données. Pour les mères qui n'ont pas signalé leur état de santé, nous sommes incapables 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, nos estimations seront biaisées si nous n'incluons pas dans notre modèle de santé maternelle une estimation de ces facteurs non observables (Vella, 1998). Nous devons donc contrôler ce potentiel biais de sélection de l'échantillon dans notre estimation en incluant une estimation de ces facteurs non observables. Nous utilisons la méthode proposée par Olsen (1980) pour contrôler ce biais de sélection. 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 itérative 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).

L'approche Olsen (Olsen, 1980) est mise en œuvre comme suit:

- i. Estimer un modèle de probabilité linéaire de l'équation de sélection. Il devrait, cependant, avoir au moins une variable explicative dans le modèle de probabilité linéaire qui n'est pas dans le modèle principal d'intérêt.
- ii. Obtenir la probabilité prédite de sélection dans l'échantillon. Appelons cette probabilité prédite, par exemple,  $\hat{P}$
- iii. Construire la variable  $(\hat{P} - 1)$ . Cette variable, dénommée le terme de sélection, est la variable supplémentaire qui devrait être incluse dans le modèle d'intérêt comme une correction du biais de sélection de l'échantillon. Si le coefficient de cette variable est significativement différent de zéro, alors nous rejetons l'hypothèse nulle d'absence de biais de sélection.

#### ✓ Endogénéité

Dans notre 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). Nous contrôlons cette endogénéité potentielle en utilisant la méthode en deux étapes d'inclusion résiduelle (2SRI) (Terza et al. 2008). Cette approche implique notamment comme variable explicative supplémentaire dans notre 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 notre 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, nous incluons dans notre 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.

### d. Identification du modèle

Nous suivons Mwabu (2009) dans notre discussion sur l'identification du modèle. Pour que nous interprétions correctement les coefficients estimés de notre 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). Nous supposons que la longueur de l'intervalle de naissance est le seul input potentiellement endogène. Par conséquent, l'identification exige un minimum de deux (pas une) 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 (c'est à dire qu'ils doivent être non corrélés avec le terme d'erreur dans l'équation de la santé maternelle), 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).

Certains des instruments qui ont été 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 (Maitra et Pal, 2008), et l'utilisation de la contraception (Maitra et Pal, 2008).

Nous supposons une identification exacte de nos modèles et utilisons deux instruments dans notre stratégie d'estimation (Murray, 2006). Les instruments que nous utilisons sont la durée moyenne de l'allaitement maternel, calculée à partir de nos données au niveau régional ; et la proportion de femmes dans chaque province ayant jamais utilisé la contraception, appelée ici prévalence de la contraception, également calculée à partir de nos données au niveau régional.

La durée moyenne de l'allaitement maternel est choisie en raison de l'association entre la durée de l'allaitement maternel et l'espacement des naissances (Mturi, 1997 ; Hajian-Tilaki et *al.* 2009 ; Singh et *al.* 2010). Il a également été démontré dans la littérature (Millman et Cooksey, 1987) que l'absence de l'allaitement maternel augmente le risque de concevoir.

La proportion de femmes utilisant des contraceptifs est choisie parce qu'il est prouvé dans la littérature que l'utilisation de contraceptifs est associée à des intervalles plus longs (Rafalimanana et Westoff, 2001 ; Yeakey et *al.* 2009). Bien que l'utilisation de contraceptifs au niveau de chaque femme ait des effets bénéfiques sur la santé maternelle (Ahmed et *al.* 2012), il n'y a aucune raison de s'attendre à ce que la prévalence de l'usage de la contraception dans une région particulière ait des effets sur la santé d'une femme en particulier.

Nous prévoyons que nos deux instruments soient liés positivement à la longueur de l'intervalle de naissance. Nous prévoyons que la prévalence contraceptive soit liée positivement à la longueur d'intervalle de naissance

parce que plus la prévalence de l'utilisation de la contraception dans une zone particulière est élevée, les contraceptifs sont plus accessibles ou disponibles dans cette zone et par conséquent plus élevées sont les chances que toute femme voulant les utiliser ait accès dans cette zone. Nous nous attendons 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.

Nous utilisons les moyennes régionales 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 de la région 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 de la région en utilisant n'importe quel type de contraception à un moment donné dans le temps.

### e. Modèle empirique

Nous mesurons la santé maternelle en utilisant 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  $H$  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, 1997 ; Long et Freese, 2006).

Nous supposons que la base de cet état observé de la santé maternelle est une variable latente continue,  $H_i^*$  qui est lié à l'état de santé observé 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 :

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

Où  $Y$  est un vecteur de contrôle,  $Z$  est la longueur d'intervalle de naissance et  $\varepsilon_{1i}$  est le terme d'erreur stochastique. Lorsque nous avons les valeurs de  $Y$  et  $Z$ , il peut être démontré que (Long et Freese, 2006 ; Cameron and Trivedi, 2010) :

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

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

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

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

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

Où  $\Phi(\cdot)$  est la fonction de distribution cumulative normale.

Puisque  $Z$  est potentiellement endogène, la méthode 2SRI exige que nous obtenions ses résidus généralisés et les inclure comme variable explicative supplémentaire dans notre modèle. Nous devons, par conséquent, aussi formuler un modèle de  $Z$  qui peut être estimé.

Rappelons de la revue de littérature que le meilleur intervalle de naissance, en termes d'amélioration de la santé maternelle et infantile, est de 36 à 59 mois. Partant de ce constat, nous définissons notre mesure de l'intervalle de naissance comme suit:

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

Où  $Z_i$  est la longueur de l'intervalle de naissance observée pour la référence enfant  $i$ .

Nous supposons 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 :

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

Nous pouvons lier  $Z_i^*$  aux différentes variables à l'aide de l'équation :

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

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

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

Nous estimons ce modèle, obtenons les résidus généralisés pour  $Z$ , puis incluons les résidus généralisés comme une variable explicative supplémentaire dans notre 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), nous formulons l'équation de sélection de l'échantillon suivante :

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

Où  $Y$  est un vecteur de contrôle,  $Q$  est un vecteur des instruments, et  $\varepsilon_{3i}$  est le terme d'erreur stochastique. L'approche Olsen exige que nous estimons ce modèle, obtenons les probabilités prédites pour l'inclusion dans l'échantillon,  $\hat{P}$ , construisons le terme de sélection,  $\hat{P} - 1$ , et incluons ce terme de sélection comme une variable explicative supplémentaire dans notre 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:

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

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  $\varepsilon_1$  est le terme d'erreur stochastique.

La supposition d'une distribution normale pour  $\varepsilon_1$  conduit au modèle probit suivant, qui est notre équation structurelle d'intérêt:

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

Nos équations seront estimées en utilisant le logiciel Stata 12.

## f. Données

Nos principales données vont provenir de l'enquête démographique et de santé (EDS) du Bénin menée en 2011-2012. 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 par l'Institut National de la Statistique et de l'Analyse Economique (INSAE) en collaboration avec diverses organisations internationales.

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 indésirable (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 2 illustre la définition des variables qui seront utilisées dans nos modèles et le tableau 3 présente les caractéristiques principales de ces variables ainsi que la taille de l'échantillon.

**Tableau 2 : Définition des variables qui seront utilisées dans nos modèles**

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 régional.
Durée moyenne de l'allaitement	Durée moyenne de l'allaitement en mois. Calculée au niveau régional.
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 interagi avec résidu	Interaction de la longueur de l'intervalle précédente avec son résidu

## 5. Résultats et discussions

Cette section se propose de faire une estimation et une analyse descriptive des déterminants de la santé maternelle d'une part et d'autre part, une analyse économétrique de l'effet de la longueur de l'intervalle de naissance sur la santé maternelle après avoir identifié les déterminants de cette dernière. Il finit par les implications en termes de politique économique qui en découlent.

### 5.1. Statistique descriptive

Cette sous section présente l'analyse descriptive des intervalles de naissance au Bénin, de la répartition des mères selon leur âge à la naissance, des enfants vivants nés de la même mère, des indices de richesse des ménages, des taux de prévalence contraceptive et la durée moyenne de l'allaitement par région. Elle finit par la distribution de l'état de santé de la mère par la longueur de l'intervalle de naissance.

#### 5.1.1. Distribution des intervalles de naissance au Bénin

Le tableau 3 montre la distribution des intervalles entre les naissances pour le Bénin sur la base des données recueillies à partir des enquêtes démographiques et de santé au Bénin en 2001, 2006 et 2011-2012. Le tableau montre que pour les trois périodes, la majorité des mères ont eu une longueur de l'intervalle de naissance de 60 mois et plus. Cette majorité est suivie par les mères qui ont une longueur de l'intervalle de naissance de 24 – 35 mois. Très peu de mères ont une longueur de l'intervalle de naissance de moins de 18 mois. Ceci montre que les mères béninoises ont une culture d'intervalles de naissances longs.

**Tableau n°3 : Distribution des intervalles de naissance au Bénin**

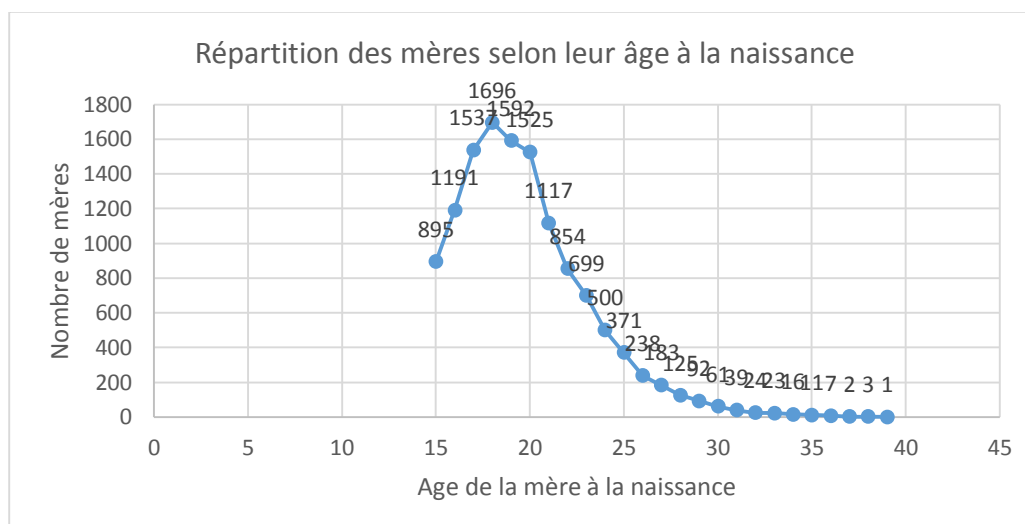
Nombre de mois depuis la naissance précédente	% de mères		
	2001	2006	2011-2012
Moins de 18	2,93	2,30	3,20
18 - 23	5,87	6,41	6,05
24 - 35	22,51	23,58	20,06
36 - 47	15,39	16,31	14,87
48 - 59	6,43	7,42	7,66
60 et plus	46,87	43,98	48,16
Total	100,00	100,00	100,00

Source : Nos calculs à partir des données EDS

#### 5.1.2. Répartition des mères selon leur âge à la naissance

Le graphique 1 montre la répartition des mères prises en compte dans notre étude selon leur âge à la naissance de l'enfant de référence. L'observation de ce graphique permet de constater que les mères de notre échantillon ont un âge à la naissance de l'enfant de référence compris entre 15 - 40 ans. La majorité des mères ont un âge à la naissance compris entre 15 et 25 ans. Ce qui montre que les mères de notre échantillon ont tendance à vite connaître la maternité. Ceci peut être dû aux risques liés aux grossesses contractées à des âges très avancés.

### **Graphique n°1 : Répartition des mères selon leur âge à la naissance**

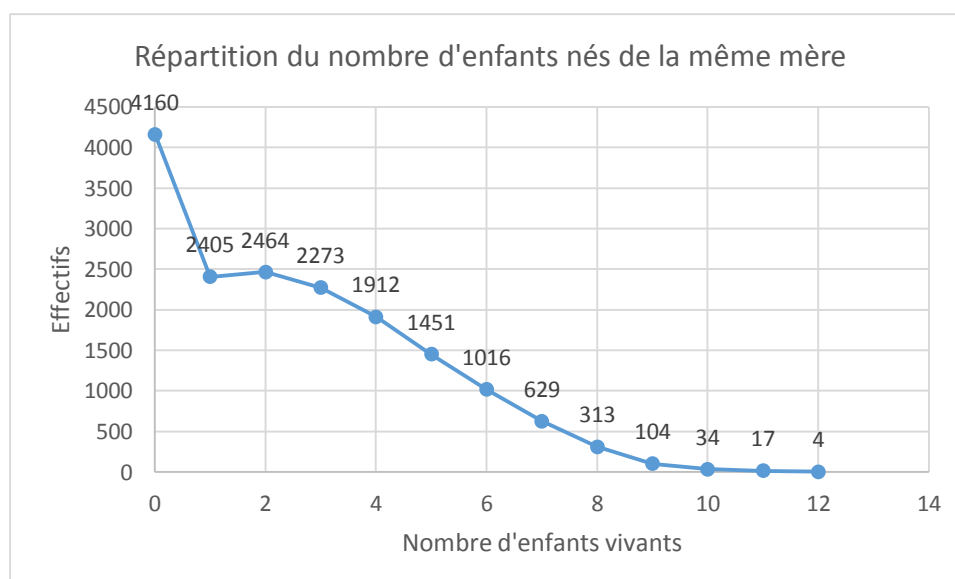


Source : Réalisé à partir des données EDS Bénin

### **5.1.3. Distribution des enfants vivants nés de la même mère**

La distribution des enfants vivants de la même mère est présentée par le graphique 2. Ce graphique montre que le nombre d'enfants vivants d'une mère de notre échantillon est compris entre 0 et 12. La plupart des mères de notre échantillon ont des enfants vivants compris entre 1 et 4. Cela montre que la tendance au niveau des ménages béninois est le passage de plus en plus de l'enfant quantité à l'enfant qualité. Cette tendance est due principalement au fait que la majorité des ménages préfèrent envoyer leurs enfants à l'école plutôt qu'au champ ou autre et que plus l'enfant évolue plus les charges deviennent importantes. Ce qui ne permet pas aux enfants d'aller loin dans leurs études. Ainsi, pour éviter d'être dans cette situation, les ménages préfèrent limiter le nombre d'enfants.

### **Graphique n°2 : Distribution des enfants vivants nés de la même mère**

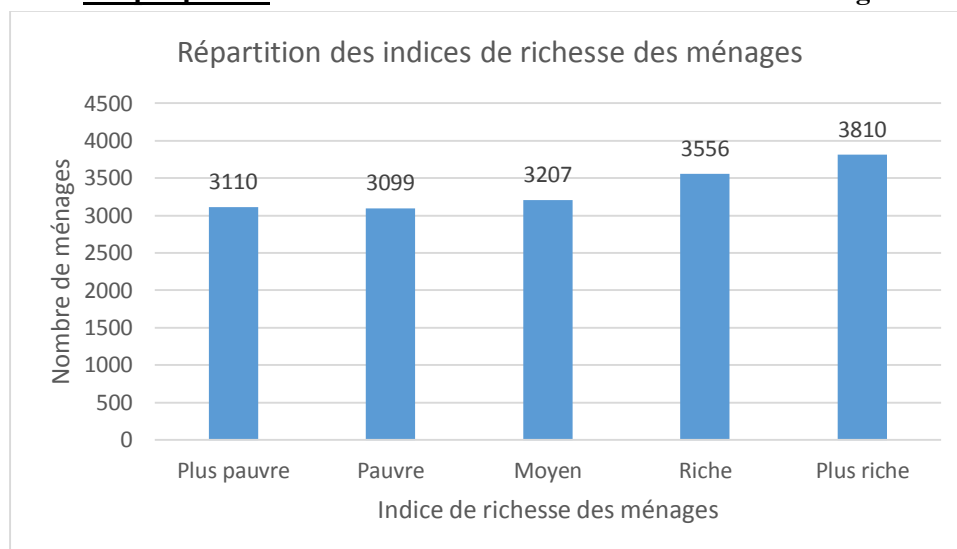


Source : Réalisé à partir des données EDS Bénin

#### 5.1.4. Distribution des indices de richesse des ménages

Le graphique 3 présente la distribution des indices de richesse des ménages dans lesquels vivent les mères de notre échantillon. L'analyse de ce graphique montre que la majorité des mères de notre échantillon vivent dans des ménages plus riches. Elle est suivie par celles qui vivent dans des ménages riches. Les mères vivantes dans des ménages pauvres ont l'effectif le plus faible.

**Graphique n°3 : Distribution des indices de richesse des ménages**



Source : Réalisé à partir des données EDS Bénin

#### 5.1.5. Distribution des taux de prévalence contraceptive et la durée moyenne de l'allaitement en mois par région

Le tableau 4 montre le pourcentage de mères ayant reportés qu'elles utilisent une méthode contraceptive par département. Le Littoral a le taux de prévalence contraceptive le plus élevé soit 31,81%. Il est suivi de l'Atlantique, des Collines et de l'Ouémé avec respectivement 26,79% ; 26,57% et 20,87%. Le département de l'Alibori a le taux de prévalence contraceptive le plus faible soit 4,51%. Ce qui montre que les méthodes contraceptives sont plus utilisées dans les zones urbaines que dans les zones rurales.

En ce qui concerne la durée moyenne de l'allaitement par département, le Couffo a la durée moyenne de l'allaitement la plus élevée soit 19,59 mois. Il est suivi de l'Ouémé, l'Alibori et de l'Atacora avec respectivement 19,24 mois, 19,13 mois et 18,92 mois. Les collines ont la durée moyenne la plus faible soit 16,67 mois.

**Tableau n°4: Distribution des taux de prévalence contraceptive et la durée moyenne de l'allaitement en mois par région**

Département	Alibori	Atacora	Atlantique	Borgou	Collines	Couffo	Donga	Littoral	Mono	Ouémé	Plateau	Zou
Taux de prévalence contraceptive	4,51	7,03	26,79	11,60	26,57	12,92	8,51	31,81	11,04	20,87	7,09	13,08
Durée moyenne de l'allaitement en mois	19,13	18,92	18,56	17,58	16,67	19,59	18,47	17,82	18,40	19,24	18,23	16,74

Source : Réalisé à partir des données EDS Bénin

### 5.1.6. Descriptions des variables des modèles de santé maternelle

Les statistiques descriptives sont présentées dans le tableau 5. Les statistiques montrent, par exemple, que la jeune mère a donné naissance à l'âge de 15 ans et la plus vieille mère a donné naissance à l'âge de 40 ans. Nous pouvons aussi voir dans le tableau que la prévalence de la contraception dans notre base de données varie de 4,51% à 31,81%. La durée moyenne de l'allaitement, d'autre part, varie d'environ 17 mois à environ 20 mois.

**Tableau n°5 : Statistiques descriptives pour les modèles de santé maternelle**

Variable	Nombre d'observations	Moyenne	Ecart type	Minimum	Maximum
Etat de santé maternelle	16782	0,0129305	0,1129782	0	1
Longueur de l'intervalle de naissance	16782	0,2329877	0,4227471	0	1
Report de l'état de santé	16782	0,9999404	0,0077193	0	1
Education primaire	16782	0,199857	0,3999046	0	1
Education secondaire	16782	0,153319	0,3603055	0	1
Education supérieure	16782	0,0096532	0,0977782	0	1
Statut matrimonial	16782	0,6844834	0,4647351	0	1
Garçon comme enfant de référence	16782	0,5101895	0,4999111	0	1
Age de la mère à la naissance	12802	19,74332	3,438599	15	39
Nombre d'enfants vivants	16782	2,596174	2,294641	0	12
Résidence urbaine	16782	0,4278394	0,4947802	0	1
Indice de richesse	16782	3,110654	1,42612	1	5
Prévalence contraceptive	16782	16,73649	8,742495	4,51	31,81
Durée moyenne de l'allaitement	16782	18,27687	0,9210402	16,67	19,59
Carré de la durée de l'allaitement	16782	334,8922	33,29866	277,8889	383,7681

Source : Réalisé à partir des données EDS Bénin

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

Le tableau 6 montre la répartition de l'état de santé maternelle par la longueur de l'intervalle de naissances dans notre échantillon global. 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 résultats défavorables de la grossesse. Le tableau montre également que les 76,50% des femmes qui ont subi des effets défavorables de la grossesse ont des longueurs d'intervalle de naissances en dehors de la tranche 36 - 59 mois.

**Tableau n°6 : Distribution de l'état de santé de la mère par la longueur de l'intervalle de naissance, pourcentage entre parenthèses**

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%)

Source : Réalisé à partir des données EDS Bénin



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

Nous estimons nos modèles en deux étapes. Dans la première étape, nous n'estimons que l'équation de la sélection de l'échantillon avec l'équation de l'intervalle de naissance. Dans la deuxième étape, nous estimons 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 fera l'objet de la section suivante.

### 5.2.1. Modèles de la première étape

Nous reportons les effets marginaux moyens pour nos deux modèles de la première étape. Le tableau 7 montre les résultats du modèle de sélection de l'échantillon et du modèle de l'intervalle de naissance. Les résultats du modèle de sélection d'échantillon sont présentés dans la colonne marquée (1), tandis que ceux du modèle de longueur de l'intervalle de naissance sont montrés dans la colonne (2).

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

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 précédente de 36 à 59 mois sont l'enseignement supérieur, le statut matrimonial, le sexe de l'enfant de référence, l'âge de la mère à la naissance, le nombre d'enfants vivants et la région de résidence de la mère.

Selon les résultats, les mères dont le plus haut niveau de scolarité est le supérieur ont une probabilité plus forte d'avoir des intervalles de naissance de 36 - 59 mois, comparativement à celles qui n'ont pas d'éducation formelle, les autres facteurs constants. Les résultats montrent également que les mères actuellement 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 actuellement mariées, les autres facteurs constants.

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, les autres facteurs constants. Ce résultat est similaire à ceux observés dans la littérature par Awiti (2013), Mace et Sear (1997). Cela tendrait à suggérer que les mères ayant les enfants de référence de sexe masculin ont des intervalles entre les naissances plus courts que 36 mois ou plus longs que 59 mois. Il existe, toutefois, d'autres études dans la littérature, par exemple, Chakraborty et al. (1996) qui trouvent que le sexe de l'enfant de référence n'être pas un déterminant important de la longueur de l'intervalle de naissance.

L'âge de la mère à la naissance se trouve influencer négativement la probabilité d'avoir un intervalle de naissance de longueur de 36 à 59 mois, les autres facteurs constants. Ce résultat n'est pas cohérent avec les résultats rapportés dans la littérature par Chakraborty et al. (1996) ; Hajian-Tilaki et al. (2009) et Awiti (2013). 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, les autres facteurs constants. En outre, on observe à partir de la colonne (2) du tableau que les mères résidentes dans les zones urbaines ont une probabilité plus faible, par rapport à celles qui vivent dans les zones rurales, d'avoir un intervalle de naissance de longueur de 36-59 mois, les autres facteurs constants.

**Tableau n°7 : 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	0.0002 (0.000)	0.0088 (0.033)
Education secondaire	0.0003 (0.000)	0.0250 (0.049)
Education supérieure	0.0006 (0.001)	0.0486* (0.026)
Statut matrimonial	-0.0000 (0.000)	0.1427*** (0.035)
Garçon comme enfant de référence	0.0002 (0.000)	-0.0474** (0.024)
Age de la mère à la naissance	-0.0001*** (0.000)	-0.0018* (0.001)
Nombre d'enfants vivants	0.0000 (0.000)	0.1215*** (0.006)
Résidence urbaine	0.0002 (0.000)	-0.0344* (0.018)
Indice de richesse	-0.0000 (0.000)	0.0106 (0.010)
Prévalence contraceptive	0.0000 (0.000)	0.0029* (0.002)
Durée moyenne de l'allaitement	0.0040 (0.004)	1.1242** (0.547)
Carré de la durée de l'allaitement	-0.0001 (0.000)	-0.0308** (0.015)
Constant	0.9639*** (0.033)	9.1727* (4.925)
Observations	12,802	12,802

Standard errors in parentheses

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

### 5.2.2. Estimations des modèles de santé maternelle

Les modèles estimés des fonctions de production de santé maternelle sont présentées dans le tableau 8. Le tableau montre les résultats de l'estimation de quatre modèles d'état de santé maternelle. Dans la colonne (1) du tableau, nous présentons 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 associés à un modèle qui tient compte du biais de sélection de l'échantillon. Dans la colonne (3) nous corrigeons pour 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), nous constatons 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 notre modèle. La longueur de l'intervalle de naissance est en effet endogène dans notre modèle, comme l'indique la significativité statistique du coefficient du résidu de l'intervalle de naissance dans la colonne (3). Notons de la colonne (3) que, malgré la prise en compte de l'endogénéité de la longueur de l'intervalle des naissances, nous remarquons qu'il n'y a pas effectivement un biais de sélection de l'échantillon dans notre modèle. D'après les résultats de la colonne (4), nous pouvons conclure qu'il n'y a pas hétérogénéité non observée dans notre

modèle puisque le coefficient de l'interaction entre la longueur d'intervalle de la naissance et le résidu de la longueur d'intervalle de naissance n'est pas statistiquement significatif. Notre modèle préféré est, par conséquent, celui représenté dans la colonne (3). Nous avons, par conséquent, focalisé notre attention sur les résultats de la colonne (3).

Nous pouvons observer dans la colonne (3) 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 de déclarer un résultat défavorable de la grossesse (fausse couche, mort-né ou avortement) de 0,0481. Cela indique que l'espacement optimal des naissances est bénéfique pour la santé maternelle. Ce résultat est cohérent avec les résultats rapportés dans la littérature où les intervalles entre naissances à l'extérieur de 36 à 59 mois se sont trouvés associer à un risque accru de mort-nés (voir, par exemple, Williams et *al.* 2008), où les intervalles entre naissances courtes ou longues se trouvent être préjudiciables à la santé maternelle (voir, par exemple, Conde-Agudelo et Belizan, 2000 ; Conde-Agudelo et *al.* 2007 ; Stamilio et *al.* 2007), et où les intervalles inter gestationnels longs sont trouvées être associés à un risque accru de mort-nés (voir, par exemple, Stephans-son et *al.* 2003).

Autres facteurs déterminants de l'état de santé maternelle comprennent l'éducation supérieure, le statut matrimonial, l'âge de la mère à la naissance, et la richesse des ménages (mesurée par l'indice de l'actif). Les mères dont le plus haut niveau de scolarité est supérieur ont une plus faible probabilité de subir une fausse couche, un mort-né, ou un avortement, par rapport à ceux qui n'ont pas l'éducation formelle, les autres facteurs constants. Cette conclusion est étayée par les résultats de la littérature où les taux de mortinatalité sont avérés plus élevés pour les mères avec des niveaux d'éducation inférieurs (voir, par exemple, Awiti, 2013 ; Luque-Fernandez et *al.* 2012 ; Auger et *al.* 2012), et où l'éducation est montrée avoir des effets bénéfiques sur la santé maternelle (voir, par exemple, McAlister et Baskett, 2006 ; Karlsen et *al.* 2011).

Etant donné que l'état matrimonial est statistiquement significatif dans notre modèle, le signe du coefficient implique que les mères actuellement mariées sont plus susceptibles à connaître des résultats défavorables de la grossesse comparativement à celles qui ne sont pas actuellement mariée, les autres facteurs constants. Cela amène à penser que le fait d'être marié a des effets non bénéfiques sur la santé maternelle. Cette constatation est contraire avec la conclusion dans la littérature (Gunilla et *al.* 2000) que les mères vivant seule ont un risque plus élevé de mort prématurée que les mères avec partenaires. D'autres études (par exemple, Osborn et *al.* 2000) montrent que les femmes célibataires ont un risque accru d'avortement spontané.

Plus la mère est âgée au moment de la naissance, plus élevée est la probabilité de connaître une issue défavorable de la grossesse, les autres facteurs constants. Ce résultat est conforme aux résultats dans la littérature selon lesquels les femmes qui donnent naissance à un âge avancé ont un risque plus élevé d'avoir un enfant mort-né (Miller, 2005 ; Huang et *al.* 2008 ; Reddy et *al.* 2006), et la constatation que les femmes âgées de 35 ans et plus sont plus à risque d'éprouver des fausses couches (De la Rochebrochard et Thonneau, 2002).

Selon les résultats, les mères de familles riches sont moins susceptibles à connaître des résultats défavorables de la grossesse, les autres facteurs constants. Ce résultat est cohérent avec le constat dans la littérature que les femmes pauvres ont un risque plus élevé d'avoir des mort-nés (Ha et *al.* 2012).

**Tableau n°8 : Effets moyens marginaux pour les modèles de l'état de santé maternelle**

Variables	Fausse couche, avortement ou mort-né = 1			
	(1)	(2)	(3)	(4)
Longueur de l'intervalle de naissance	-0.0479 (0.066)	-0.0472 (0.066)	-0.0481** (0.023)	-0.0501** (0.024)

Education primaire	-0.0417 (0.081)	-0.0616 (0.084)	-0.0568 (0.087)	-0.0574 (0.087)
Education secondaire	-0.1381 (0.116)	-0.1811 (0.130)	-0.1716 (0.140)	-0.1734 (0.140)
Education supérieure	-0.2576 (0.396)	-0.3423 (0.409)	-0.3254* (0.168)	-0.3279* (0.169)
Statut matrimonial	0.1760* (0.091)	0.1826** (0.090)	0.2019** (0.010)	0.1968* (0.102)
Garçon comme enfant de référence	-0.0689 (0.057)	-0.0870 (0.063)	-0.0925 (0.068)	-0.0915 (0.068)
Age de la mère à la naissance	0.0232*** (0.009)	0.0366* (0.019)	0.0351* (0.021)	0.0353* (0.021)
Nombre d'enfants vivants	-0.0305* (0.016)	-0.0333** (0.016)	-0.0132 (0.105)	-0.0177 (0.106)
Résidence urbaine	-0.0731 (0.064)	-0.0950 (0.071)	-0.0988 (0.074)	-0.0984 (0.074)
Indice de richesse	0.0551** (0.024)	0.0559** (0.024)	0.0580** (0.027)	0.0577** (0.027)
Terme de sélection		123.1291 (156.398)	111.6493 (172.984)	113.0461 (172.956)
Résidu de la longueur de l'intervalle de naissance			-0.4683** (0.231)	-0.2921** (0.145)
Intervalle de naissance interagi avec son résidu				-0.3144 (0.757)
Constant	-2.7685*** (0.204)	-2.9985*** (0.335)	-2.9154*** (0.556)	-2.9521*** (0.566)
Observations	12,802	12,802	12,802	12,802

Robust standard errors in parentheses

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

### 5.2.3. Conclusion et implications politiques

Nous pouvons tirer un certain nombre de conclusions à partir des résultats de la présente recherche. Premièrement, en ligne avec les données de la littérature, les longueurs d'intervalles de naissance de 36 à 59 mois améliorent la santé maternelle au Bénin. Deuxièmement, l'intervalle de naissance est, cependant, un facteur endogène de la santé de la mère. 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. L'incapacité à contrôler l'endogénéité peut conduire à des résultats montrant que les intervalles de naissance de longueur de 36 à 59 mois aggravent la santé maternelle. Enfin, la longueur de l'intervalle de naissances est fortement influencée par les caractéristiques maternelles (comme son niveau d'éducation, son âge à la naissance de l'enfant, son statut matrimonial, si elle réside dans les zones urbaines ou rurales, et le nombre d'enfants vivants), les caractéristiques de l'enfant (telles que le sexe de l'enfant), et les caractéristiques communautaires/culturelles tels que la prévalence contraceptive et la durée de l'allaitement.

En termes d'implications 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 féminine est également une politique plausible dans ce cas.

### CONCLUSION GENERALE

Depuis l'adoption du cinquième Objectif du Millénaire pour le Développement qui appelle à une réduction du taux de mortalité de trois quarts d'ici à 2015 et la mise en place de l'accès universel aux soins de santé

reproductive de haute qualité, la santé maternelle est devenue un défi majeur que la plupart des secteurs de la santé des pays en développement essaie de relever.

Ce document examine l'effet de la longueur de l'intervalle de naissance sur la santé maternelle au Bénin. Nous mesurons la santé maternelle en utilisant une variable indicatrice si oui ou non une femme a déjà eu une grossesse qui s'est terminée par une fausse couche, un avortement ou un mort-né, car les résultats défavorables de la grossesse peuvent orienter vers certains problèmes de santé maternelle sous-jacents (Villamor et Cnattingius, 2006).

La littérature identifie les facteurs de risque d'issues indésirables de la grossesse comme les intervalles inter gestationnels courts, les intervalles inter gestationnels longs, l'obésité maternelle, la morbidité maternelle, et le tabagisme (voir, par exemple, Walsh, 1994 ; Cnattingius *et al.* 1998 ; Rosenberg *et al.* 2005 ; Conde-Agudelo *et al.* 2006).

Selon la littérature, les longueurs d'intervalle de naissance comprises entre 36 à 59 mois ne compromettent pas à la fois la santé infantile et maternelle (Setty-Venugopal et Upadhyay, 2002 ; Conde-Agudelo *et al.* 2007). Les principaux facteurs qui influencent les intervalles entre naissances sont l'état de santé de l'enfant précédent, les caractéristiques démographique et socioéconomique de la mère, l'utilisation de contraceptifs et les pratiques culturelles/traditionnelles telles que l'allaitement et l'abstinence post-partum (Setty-Venugopal et Upadhyay, 2002 ; Yeakey, *et al.* 2009).

Il n'existe pratiquement pas d'études au Bénin qui lient l'intervalle entre les naissances à la santé maternelle. Notre étude permet donc de combler cette lacune.

Nous adoptons une stratégie d'estimation qui contrôle l'endogénéité potentielle de la longueur de l'intervalle de naissances, le biais potentiel de sélection de l'échantillon et l'hétérogénéité potentielle non observée. Dans l'estimation, la proportion de femmes qui ont déjà utilisé un type de contraceptif dans chaque département et la durée moyenne de l'allaitement maternel dans chaque département, sont utilisées comme instruments. Nous estimons le modèle en utilisant les données de l'Enquête Démographique et de Santé (EDS) du Bénin pour 2006 du fait de la non disponibilité de notre variable d'intérêt dans la base EDS 2011 – 2012.

Notre principale conclusion est que les longueurs d'intervalle de naissances de 36 à 59 mois réduisent la probabilité d'une mère à connaître une fausse couche, un mort-né ou un avortement, les autres facteurs constants. Ce résultat est cohérent avec les données de la littérature (voir, par exemple, Awiti, 2013 ; Williams *et al.* 2008). Nous constatons en outre que la longueur de l'intervalle de naissance est un déterminant endogène de la santé maternelle. La santé maternelle est également avérée fortement influencée par l'enseignement supérieur, l'âge de la mère à la naissance, et la richesse des ménages (mesurée par l'indice de l'actif). Nous constatons également que les longueurs d'intervalle de naissance précédentes sont influencées par l'enseignement secondaire, le statut matrimonial de la mère, le sexe de l'enfant de référence, l'âge de la mère à la naissance de l'enfant de référence, le nombre d'enfants vivants et la région de la mère de résidence (rural ou urbain).

## **Références bibliographiques :**

- Ahmed, S., Qingfend, L., Liu, L. et Tsui, A. O., 2012. Maternal deaths averted by contraceptive use: an analysis of 172 countries. *Lancet* 380 (9837), pp.111-125.
- Auger, N., Delézire, P., Harper, S. et Platt, R. W., 2012. Maternal education and stillbirth: estimating gestational-age specific and cause-specific associations. *Epidemiology* 23 (2), pp.247-254.
- 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.*
- Berezkei, T., Hofer, A. et Ivan, Z., 2000. Low birth weight, maternal birth-spacing decisions, and future reproduction: a cost benefit analysis. *Human Nature* 11 (2), pp.183-205.
- Bhargava, A., 2003. Family planning, gender differences and infant mortality: evidence from Uttar Pradesh, India. *Journal of Econometrics* 112 (1), pp.225-240.
- Bohler, E., 1994. Has primary health care reduced infant mortality in East Bhutan? The effects of primary health care and birth spacing on infant and child mortality patterns in East Bhutan. *Journal of Tropical Pediatrics* 40 (5), pp.256-260.
- 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.
- Conde-Agudelo, A., Rosas-Bermúdez, A. et Kafury-Goeta, A. C., 2007. Effects of birth spacing on maternal health: a systematic review. *American Journal of Obstetrics & Gynecology* 196 (4), pp.297-308.
- 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].
- De la Rochebrochard, E. et Thonneau, P., 2002. Paternal age and maternal age are risk factors for miscarriage: results of a multicentre European study. *Human Reproduction* 17 (6), pp.1649-1656.
- Gertler, P., Rahman, O., Feifer, C. et Ashley, D., 1993. Determinants of pregnancy outcomes and targeting of maternal health services in Jamaica. *Social Science & Medicine* 37 (2), pp.199-211.

- Gourieroux, C., Monfort, A., Renault, E. et Trognon, A., 1987. Generalized residuals. *Journal of Econometrics* 34 (1 – 2), pp.5-32.
- Graham, M. J., Larsen, U. et Xu, X., 1998. Son preference in Anhui province, China. *International Family Planning Perspectives* 24 (2), pp.72-77.
- Grummer-Strawn, L. M., Stupp, P. W. et Mei, Z., 1998. Effect of a child's death on birth spacing: a cross-national analysis. In: M. R. Montgomery and B. Cohen, eds. *From Death to Birth*. Washington, D.C.: National Academy Press, pp.39-73.
- 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. [pdf] 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.
- Gyimah, S. O., 2002. Lagged effect of childhood mortality on reproductive behaviour in Ghana and Kenya. *PSC Discussion Papers Series*, [pdf] 16 (3), Article 1.
- 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*, [pdf] 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.
- Huang L., Sauve, R., Birkett, N., Fergusson, D. et van Walraven, C., 2008. Maternal age and risk of stillbirth: a systematic review. *Canadian Medical Association Journal* 178 (2), pp.165-172.
- Ikamari, L., 1998. Birth intervals and child survival in Kenya. *African Journal of Health Sciences* 5 (1), pp.15-24.
- Isvan, N. A., 1991. Productive and reproductive decisions in Turkey: the role of domestic bargaining. *Journal of Marriage and Family* 53 (4), pp.1057-1070.
- Karlsen, S., Say, L., Souza, J., Hogue, C. J., Calles, D. L., Gülmezoglu, A. M. et Raine, R., 2011. The relationship between maternal education and mortality among women giving birth in health care institutions: Analysis of the cross-sectional WHO global survey on maternal and perinatal health. *BMC Public Health* 11 (606).
- Kosimbei, G., 2005. Child healthcare seeking behaviour in Kenya. *KIPPRA Discussion Paper No. 50*. Nairobi: Kenya Institute for Public Policy Research and Analysis (KIPPRA).
- Kramer, M. S., 2003. The epidemiology of adverse pregnancy outcomes: an overview. *Journal of Nutrition* 133 (5), pp.1592S-1596S.
- Long, J. S., 1997. Regression models for categorical and limited dependent variables. *Sage Publications*.
- 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.
- Luque-Fernàdez, M. A., Gutiérrez-Garitano, I. et Bueno-Cavanillas, A., 2012. Stillbirth risk by maternal socio economic status and country of origin: a population-based observational study in Spain, 2007 - 2008. *European Journal of Public Health* 22 (4), pp.524-529.
- 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.
- McAlister, C. et Baskett, T. F., 2006. Female education and maternal mortality: a worldwide survey. *Journal of Obstetrics and Gynaecology Canada* 28 (11), pp.983-990.
- Miller, D. A., 2005. Is advanced maternal age an independent risk factor for uteroplacental insufficiency? *American Journal of Obstetrics & Gynecology* 192 (6), pp.1974-1980.
- Miller, J. E., 1991. Birth intervals and perinatal health: an investigation of three hypotheses. *Family Planning Perspectives* 23 (2), pp.62-70.
- Millman, R. et Cooksey, E. C., 1987. Birth weight and the effects of birth spacing and breastfeeding on infant mortality. *Studies in Family Planning* 18 (4), pp.202-212.
- Mistry, R., Galal, O. et Lu, M., 2009. Women's autonomy and pregnancy care in rural India: a contextual analysis. *Social Science & Medicine* 69 (6), pp.926-933.
- Mturi, A. J., 1997. The determinants of birth intervals among non-contracepting Tanzanian women. *African Population Studies* 12 (2).
- Murray, M. P., 2006. Avoiding invalid instruments and coping with weak instruments. *Journal of Economic Perspectives* 20 (4), pp.111-132.
- Mustafa, H. E. et Odimegwu, C., 2008. Socioeconomic determinants of infant mortality in Kenya: analysis of Kenya DHS 2003. *Journal of Humanities & Social Sciences* 2 (2), pp.1-16.
- 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.



- 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.
- Rafalimanana, H. et Westoff, C. F., 2001. Gap between preferred and actual birth intervals in Sub-Saharan Africa: implications for fertility and child health. *DHS Analytical Studies* No. 2.
- 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.
- Reddy, U. M., Ko, C. et Willinger, M., 2006. Maternal age and the risk of stillbirth throughout pregnancy in the United States. *American Journal of Obstetrics & Gynecology* 195(3), pp.764-770.
- 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*. [pdf] 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.
- Schultz, T. P., 1984. Studying the impact of household economic and community variables on child mortality. *Population and Development Review* 10 (Supplement), pp.215-235.
- Setty-Venugopal, V. et Upadhyay, U. D., 2002. Birth spacing: three to five saves lives. *Population Reports*, [pdf] 30 (3), pp.1-23.
- Singh, S. N., Singh, S. N. et Narendra, R. K., 2010. Demographic and socio-economic determinants of birth interval dynamics in Manipur: a survival analysis. *Online Journal of Health and Allied Sciences*, [pdf] 9 (4), pp.1-5.
- 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.
- Suwal, J. V., 2001. Socio-cultural dynamics of birth intervals in Nepal. *Contributions to Nepalese Studies* 28 (1), pp.11-33.

- 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.
- Trussell, J., Martin, L. G., Feldman, R., Palmore, J. A., Concepcion, M., Laily, D. et Bakar, D. A., 1985. Determinants of birth-interval length in the Philippines, Malaysia, and Indonesia: a hazard-model analysis. *Demography* 22 (2), pp.145-168.
- Udjo, E. O., 1997. The effect of child survival on fertility in Zimbabwe: a micro-macro level analysis. *Journal of Tropical Pediatrics* 43 (5), pp.255-266.
- Upadhyay, U. D. et Hindin, M. J., 2005. Do higher status and more autonomous women have longer birth intervals? Results from Cebu, Philippines. *Social Science & Medicine* 60 (11), pp.2641-2655.
- 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.
- Yeakey, M. P., Muntifering, C. J., Ramachandran, D. V., Myint, Y., Creanga, A. A. et Tsui, A. O., 2009. How contraceptive use affects birth intervals: results of a literature review. *Studies in Family Planning* 40 (3), pp.205-214.
- 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.
- Zenger, E., 1993. Siblings' neonatal mortality risks and birth spacing in Bangladesh. *Demography* 30 (3), pp.477-488.
- 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.