

La Discontinuité Des Soins Prenatals En Côte D'ivoire

Gnamien Ehuwa Anne Murielle

Corresponding Author: Gnamien Ehuwa Anne Murielle

Résumé: Cette étude vise à identifier les déterminants de la demande des soins prénatals (CPN) et de leur discontinuité en Côte d'Ivoire. Pour se faire à l'aide des données secondaires de l'EDS-CI (2011-2012) nous avons respectivement estimé un modèle Logit et un modèle des données de comptage. Outre le modèle de Poisson et le modèle binomial négatif, les effets marginaux ont été calculés afin de mesurer la sensibilité de chaque variable, prise individuellement sur la probabilité d'avoir une discontinuité de soins prénatals. Les résultats montrent que les déterminants de la demande de soins prénatals sont : le niveau d'éducation, l'opportunité de la grossesse, le milieu de résidence, la distance et l'ethnie. Par contre les déterminants de la discontinuité des soins prénatals sont : l'âge de la grossesse à la CPN1, le niveau d'éducation et le niveau de vie, la parité, l'assurance maladie, la distance, l'accès aux médicaments et la demande de permission. Les résultats obtenus nous amène à recommander l'encouragement de l'éducation des femmes, la sensibilisation médiatique sur l'importance des CPN et la couverture maladie universelle pour tous.

Mots clés: soins prénatals, discontinuité de soins, données de comptage

Date of Submission: 11-09-2019

Date of acceptance: 26-09-2019

I. Introduction

Perdre la vie en voulant la donner pourrait décourager certaines femmes à désirer procréer et mettre ainsi en péril le processus de peuplement, gage de main d'œuvre et donc de développement économique et social. De ce fait, la santé des femmes pendant la grossesse et l'accouchement demeure une préoccupation majeure car le taux de mortalité maternelle reste élevé dans le monde. Selon l'OMS (2018), dans le monde, chaque jour 830 femmes meurent des suites de complications liées à la grossesse ou l'accouchement. La majeure partie de ces décès, environ 99% se produisent dans les pays en développement, précisément en Afrique au Sud du Sahara. La plupart des décès sont dus à une hémorragie, à des infections (cancer de l'utérus), à des avortements non médicalisés, à une dystocie, à des troubles de paludisme. Ces décès peuvent être évités par un bon suivi médical pendant la grossesse et l'accouchement. Face à cette situation préoccupante, de nombreux programmes ont orienté leurs actions sur la construction et le développement des services obstétricaux dans les pays Africains. Cependant, force est de constater que les taux de fréquentation de ces centres restent encore faibles et peu satisfaisant.

Selon l'OMS (2012), la fréquence de recours aux soins prénatals parmi les femmes enceintes ayant effectué au moins quatre CPN (Consultations Prénatals et Néonatales) est seulement de 45% en Afrique contre 97% en Europe ; 95% dans les Amériques et 42% en Asie du Sud-Est.

La Côte d'Ivoire, n'échappe guère à cette situation sanitaire africaine peu reluisante, la situation des femmes enceintes n'est guère meilleure. Avec un taux de mortalité encore élevé passé de 614 à 645 décès pour 1000 naissances vivantes de 2012 à 2015. La santé maternelle ne s'est pas améliorée de manière significative ces dernières années. Selon l'Enquête Démographique et de Santé EDS (2012), parmi les 91% de femmes qui ont effectué au moins une visite prénatale durant la grossesse, seulement 44% d'entre elles ont pu effectuer quatre CPN qui représente le minimum recommandé par l'OMS. Les résultats du Rapport Annuel sur la Situation Sanitaire RASS (2017) ne sont pas très encourageants, ils révèlent une régression des couvertures nationales en CPN1 passée de 85.7% en 2016 à 82.4% en 2017 et en CPN4 passée de 44.1% en 2016 à 30.1% en 2017. Cette situation soulève le problème de discontinuité des CPN et donc d'abandon des CPN, avec un taux d'abandon en hausse passé de 30.6% en 2016 à 63.5% en 2017. En somme, le recours aux CPN demeure relativement insuffisant de même que leur continuité. Cette situation nous amène à nous interroger sur l'explication d'une telle attitude, en d'autres termes sur les motivations du recours et de la continuité des CPN. Les risques liés à la grossesse et à l'accouchement pouvant apparaître à tout stade de la grossesse et vu l'importance des CPN dans la détection et la prise en charge de ces risques dans de nombreuses études (Bloom et al. (1999) ; OMS (2003) ; Knippenberg, Lawn et al. (2005) ; Campbell et Graham (2006) et Mbuagbaw & Gofin, (2010)). De même, l'utilisation optimale des CPN a fait l'objet de plusieurs études (Koné Korotoumou, (2005) ; Barber (2006) ; Koné-Péfoyo, M. Rivard, (2006) ; Ranji et al., (2007) ; Issaka Tiembré et al, (2010), TIEHI Tito Nestor, (2011,2012) ; N'guessan Kouame H., (2015) ; Minsanté, (2011) ; De Allegri et al.,

(2011); Adjiwanou (2013)). Malheureusement, bien que certaines études aient récemment recherchées les déterminants de la continuité ou non des CPN (Overbosh G et al., (2004) ; Beninguisse et Nikiema (2005) ; Djourdebbe (2005) ; Salvador (2008), Arthur (2012) ; Nanfosso et Kasiwa (2013) ; M. Nkurunziza (2014) ; Ancelot. L (2016)), à notre connaissance aucune tentative n'a été faite pour identifier les déterminants de la discontinuité des CPN en Côte d'Ivoire. Cette étude veut donc y contribuer en identifiant les déterminants de la discontinuité des CPN dans le contexte Ivoirien. Ce champ d'investigation nécessaire pour obtenir une meilleure évaluation des facteurs à l'origine des dépenses de santé (Pohlmeier et Ulrich, 1995), reste très vaste. Cette étude permettra d'identifier les facteurs associés à une utilisation plus ou moins importante des services de santé prénatals, afin d'agir en fonction des résultats. Spécifiquement il s'agira :

- D'estimer les déterminants de la demande des soins de santé prénatals (financiers ou non)
- D'estimer les déterminants de la continuité ou non (discontinuité) des soins prénatals (financiers ou non)

Plus précisément, nous nous proposons de répondre à la série de questions suivantes : quelle est le rôle de l'âge, la parité, le niveau l'éducation, le statut matrimonial, le milieu de résidence, la distance, le niveau de vie, l'assurance maladie, la demande de permission, l'accès aux médicaments, la religion et l'ethnie d'abord sur la demande de soins de santé prénatals? Et ensuite sur la continuité de ces soins?

En résumé, nous analysons les facteurs susceptibles de conditionner la demande des soins prénatals et ceux qui en assurent sa discontinuité dans le contexte Ivoirien. Pour ce faire, cet article est structuré comme suit. La section 2 présente une revue de la littérature mettant en évidence les principales conclusions des travaux précédents. La section 3 présente l'approche méthodologique en mettant l'accent sur les données utilisées et les modèles économétriques. Dans la section 4, les résultats des estimations seront rapportés et discutés. Enfin, la section 5 est réservée à la conclusion et aux recommandations.

II. Revue de littérature

La problématique de la demande en soins prénatals fait partie du comportement en matière de santé. Ce qui postule que l'utilisation des services de santé est guidée par les besoins et conditions de vie des patients (Gertler et Gaag 1990; Kermani et al. 2008, etc.).

En outre, l'utilisation des services de santé crée des externalités qui renforcent l'utilisation future d'autres services (Hotchkiss et al. 2005). Habituellement, l'analyse de la demande de soins dans les pays en développement (PED) est essentiellement basée sur la relation entre les facteurs socio-économique et la demande de soins de santé (Akin et al, 1986 ; Gertler et Van Der Gaag, 1990, Litvack et Bodart, 1993, Commeyra et Ndo, 2006 ; Mariko, 2003). Ces facteurs peuvent être liés à l'offre (le coût des soins, la proximité ou distance, la qualité des soins etc.) ou à la demande (le revenu, l'âge, le statut matrimonial, le niveau d'instruction et de vie, la catégorie socioprofessionnelle, la religion, etc.).

Pour ce qui est des facteurs liés à la demande, l'âge a un effet significatif sur l'utilisation des services de santé (Tapé, 2007 ; Awomo et Tsafack, 2012 et Qian et al., 2009). Certaines études ont montré une réduction de la proportion des femmes obtenant des CPN avec l'âge au Honduras (Henze, 2004) et en Inde (Chandhiok et al., 2006), par contre Celik (2000) et Ortiz (2007) montrent une relation positive entre l'âge et l'utilisation des soins de santé prénatals en Turquie et en Colombie, résultats confirmés par les travaux de Arthur (2012) et Abor et al., (2011). Le statut matrimonial joue un rôle important dans la prise de décision en matière de recours thérapeutique dans les pays en développement (Qian et al., 2009), par contre dans certaines études elle n'est pas pertinente (Windmeijer et Santos Silva, 1997 et Tapé, 2007). La parité qui traduit le nombre d'enfants vivants antérieur à la grossesse est associé à des CPN moindres (Overbosh et al., 2004 et Elo 1992) tandis que dans certaines études elle n'a aucune pertinence sur la demande de soins (Magadi et Rodrigues, 2000). Le niveau d'éducation semble avoir un effet négligeable sur l'utilisation des services de santé (Pohlmeier et Ulrich, 1995 ; Deb et Trivedi, 2002). Cependant pour Grossman et Kaester (1997), l'éducation est la variable la plus corrélée à une bonne santé (Chaupain-Guillot et al., 2014), en d'autres termes, il y a un effet positif de l'éducation de la mère sur l'utilisation des services obstétricaux (Appia Kubi, 2004 ; Boateng et Constance, 2008). Le milieu de résidence affecte l'utilisation des CPN, selon Abor et al., (2009) il y a une réduction de l'utilisation CPN pour les femmes du milieu rural, résultats confirmés par les travaux de Overbosh et al., (2004) et Abekah Nkrumah (2009). Pour Appia Kubi (2004), la religion est un déterminant important d'utilisation des soins prénatals, de même que l'ethnie dans certaines études (Adamu et Salihu, 2002 ; Probst et al., 2004). La possession d'assurance maladie améliore considérablement la demande de soins de santé (Awomo et Tsafack, 2012 ; Ancelot L et al., 2016 et Ruhara M et U Kioko, 2017).

Dans le groupe des facteurs liés à l'offre, le prix des soins de santé dans certaines études est inélastique au prix des prestations sanitaires (Heller et al., 1982 et Mwabu, 1986), par contre les travaux de Gertler et Gaag (1990) montrent le contraire. Yates et al. (2006), Kermani et al. (2008) et plus récemment Tiehi (2012) dans leurs travaux respectifs confirment l'existence d'une relation négative entre le tarif des consultations et l'utilisation des services de santé, cependant d'autres travaux montrent l'effet positif du prix sur la demande de soins à condition que la qualité des soins soit bonne (Audibert et Mathonat, 1993). Pour ce qui est de l'impact de

la qualité des soins sur la demande de soins des travaux sont unanimes sur le fait que la qualité des soins améliore la demande des soins et permet de compenser l'effet négatif du prix sur la demande de soins de santé (Audibert et Mathonat, 2000 ; Mariko, 2003 ; Cissé et al., 2004). Pour Rokers (2009), le comportement du personnel médical est un obstacle à la demande de CPN. Des études montrent que la proximité des centres de santé est un déterminant important d'accès aux soins de santé (Buchmeller et al, 2004 ; Jaramillo, 2014), par contre pour Mwabu et al., (2003) la distance a peu d'effet sur la demande des services de santé. Pour Van Eigk et al., (2006), la distance influence significativement l'utilisation des soins prénatals. Nous observons une discontinuité des soins prénatals dans la plupart des travaux, il est nécessaire de comprendre les motivations de cette situation. Notre étude se propose d'y apporter une réponse en analysant les déterminants de la discontinuité des soins prénatals dans le contexte Ivoirien. Le problème des précédentes études sur la demande de soins de santé est de nature globale et très peu d'études s'intéressent à la demande de soins prénatals en particulier aussi très peu d'études s'y intéressent dans le contexte Ivoirien. Notre étude contribuera à élargir les réflexions sur la nature précaire des femmes enceintes en Afrique.

III. La méthodologie et les modèles économétriques

1.1. Les données et les variables

Les données utilisées dans la présente étude proviennent de la troisième Enquête Démographique et de Santé en Côte d'Ivoire (EDSCI-III) combinée à l'Enquête par Grappe à Indicateurs (MICS) : EDS-MICS 2011-2012, réalisée par le Ministère de la Santé et de la Lutte contre le Sida (MSLS) en collaboration avec l'Institut National de la Statistique (INS). Un échantillon national de 10 413 ménages a été sélectionné. L'échantillon était stratifié de façon à fournir une représentation adéquate des milieux urbains et ruraux ainsi que des onze domaines d'étude, correspondant aux dix anciennes régions administratives et à la ville d'Abidjan, pour lesquels on dispose d'une estimation pour tous les indicateurs clés. Cependant parmi les 10 413 ménages sélectionnés, 9 686 ont pu être enquêtés avec succès, soit un taux de réponse de 98 %, au sein desquels 10 848 femmes âgées de 15-49 ans ont été identifiées comme étant éligibles pour l'enquête individuelle, et pour 10 060 d'entre elles, l'interview a été menée avec succès, soit un taux de réponse de 93 %.

Les questions portaient entre autres sur les caractéristiques des sondées à savoir : les caractéristiques sociodémographiques, la reproduction, la contraception, l'historique des naissances, les soins avant, pendant et après l'accouchement, etc. L'échantillonnage de l'enquête est basé sur un sondage aréolaire stratifié et tiré à deux degrés :

Au premier degré, des grappes ou districts de recensement (DR) ont été tirés sur l'ensemble du territoire national à partir de la liste des DR du Recensement Général de la Population et de l'Habitation (RGPH) de 1998. Compte tenu de l'ancienneté de cette base, une mise à jour complète des grappes, a été effectuée. Cette actualisation a permis d'obtenir une liste complète de ménages résidant dans la grappe et cette liste a servi de base de sondage pour tirer les ménages au deuxième degré. Globalement, 352 grappes, dont 161 en milieu urbain et 191 en milieu rural, ont été sélectionnées en procédant à un tirage systématique à probabilité proportionnelle à la taille ; la taille du DR étant le nombre de ménages.

Au deuxième degré de tirage et selon le milieu de résidence, un nombre fixe de ménages a été tiré dans chaque grappe dénombrée par un tirage systématique à probabilité égale. Le nombre moyen de ménages tirés dans une grappe est de 27 en milieu urbain et de 32 en milieu rural.

La variable expliquée de la présente étude est le nombre de consultations prénatales sans considération des raisons individuelles expliquant le choix de tel ou tel personnel soignant. Le tableau 1 présente et décrit les données utilisées et on peut constater que le nombre moyen de visites prénatales est de 6. On note que 12,71% des femmes n'ont bénéficié d'aucune visite; 23.86%, ont effectué trois visites alors que l'OMS recommande au moins quatre visites, et 18.19% en ont effectué quatre.

Table 1: Description des variables de l'étude.

Variables	Obs	Moyenne	écart-type	Min	Max
Variabes dépendantes					
Nombre de CPN	4908	3.062755	1.057803	1	4
Variabes indépendantes					
Âge grossesse à la CPN1	4919	.3136816	.464.358	0	1
1er trimestre	4914	.3123728	.46350810	0	1
Au-delà du 1er trimestre	4914	.6876272	.4635081	0	1
Âge de la femme	7776	1.467207	.5012701	1	3
Jeune	7776	.5339506	.4988781	0	1
Adulte	7776	.464892	.498798	0	1
Âgée	7776	.0011574	.0340032	0	1
Parité	7776	1.960648	.5842475	1	3
Primipare	7776	.1911008	.3931936	0	1
Multipare	7776	.6571502	.4746923	0	1
Grande multipare	7776	.151749	.3588005	0	1

Opportunité de la grossesse	7776	.8392249	.9005223	0	9
Opportune	7703	.7619109	.425946	0	1
Inopportune	7703	.2380891	.4259416	0	1
Niveau d'éducation	7776	1.416924	.65585	1	3
Sans niveau	7776	.6765689	.4678157	0	1
Primaire	7776	.2299383	.42082	0	1
Secondaire et +	7776	.0934928	.2911405	0	1
Milieu de résidence	7776	.3323045	.4710698	0	1
Urbain	7776	.3323045	.4710698	0	1
Rural	7776	.6676955	.4710698	0	1
Religion	7776	2.102752	4.987997	1	99
Chrétienne	7756	.3692625	.4826362	0	1
Musulman	7756	.4574523	.4982185	0	1
Sans religion	7756	.1244198	.3300811	0	1
Autre religion	7756	.0488654	.2156005	0	1
Situation matrimoniale	7776	2.127186	.6333916	1	3
Célibataire	7497	.1088435	.3114636	0	1
Mariée	7776	.5826903	.4931466	0	1
En couple	7776	.2722479	.4451455	0	1
Niveau de vie	7776	1.859182	.8621221	1	3
Pauvre	7776	.4519033	.4977133	0	1
Moyen	7776	.2370113	.4252766	0	1
Riche	7776	.3110854	.4629674	0	1
Assurance maladie	7776	.0397377	.4627224	0	1
Oui	7757	.0177904	.1321973	0	1
Non	7757	.9822096	.1321973	0	1
Distance	7776	.4714506	.584655	0	9
Obstacle	7766	.5395313	.4984669	0	1
Pas d'obstacle	7766	.5395313	.4984669	0	1
Accès aux médicaments	7776	.7271091	.5563923	0	9
Problème	7764	.7143225	.4517656	0	1
Pas un problème	7764	.2856775	.4517656	0	1
Ethnie	5131	2.933931	1.493364	1	7
Akan	5131	.2876632	.4527174	0	1
Gour	5131	.1796921	.3839682	0	1
Mandé	5131	.1783278	.3828258	0	1
Krou	5131	.0467745	.2111761	0	1
Autres Ivoirien	5131	.0042877	.0653461	0	1
CEDEAO	5135	.4014923	.4014923	0	1

Source : Estimation de l'auteur sous STATA 14

1.2. Les modèles économétriques

En ce qui concerne les études sur la demande de soins de santé prénatals, les auteurs ont respectivement utilisés : le probit multinomial, modèle plus adapté dans les cas où les alternatives sont similaires par exemple, comme le choix d'une alternative médicale (Hausman et Wise 1978 ; Akin et al. 1993 ; Mwabu et al. 2003 et Tiéhi Tito 2013 etc.), le probit bivarié pour estimer les déterminants du renoncement aux soins des femmes durant leur grossesse (Ancelot, 2016), les modèles logistiques et probit ordonnée (Abor et al., 2011 ; Jourdebe, 2005 ; et Arthur, 2012) et enfin les modèles de donnée de comptage, en l'occurrence le modèle Binomiale Négatif et le modèle Poisson, la particularité de ces modèles est que, la variable à expliquer, enregistre des valeurs entières non négatives; caractéristique qui doit être intégrée à la spécification des modèles de régression. Ainsi, les modèles des données de comptage sont non linéaires et présentent plusieurs propriétés et caractéristiques relatives à la discontinuité et à la non linéarité (Cameron & Trivedi (2005), Salvador, (2008) ; Nanfosso et Kasiwa, (2013) ; M. Jaramillo (2014) etc.). Notre étude adopte deux modèles. Un modèle Logit pour estimer les déterminants de la demande des soins de santé prénatals et un modèle des données de comptage pour estimer les déterminants de la discontinuité des soins prénatals.

1.2.1. Le modèle logit

Y est une variable binaire qui prend la valeur 0 lorsqu'il y a pas de consultations prénatales et 1 s'il y a consultations prénatales. Y aléatoire et X_i non aléatoires, on cherche à expliquer la survenue d'un évènement et la probabilité de succès, ainsi nous travaillons en termes d'espérance. On note:

$(Y, X_1, X_2, \dots, X_k)$ les variables de la population dont on extrait un échantillon de n individus i et (y_i, x_i) est le vecteur des réalisations de (Y, X_i) avec k variables explicatives.

$Y = (1, 2, \dots, X_i)$ où f ne peut être une fonction linéaire car Y ne prend que deux valeurs. Afin que l'espérance de Y ne prenne que 2 valeurs, on utilise la fonction logistique :

$$f(x) = \frac{\exp(x)}{1 + \exp(x)} = p$$

Ainsi: $0 < (x) < 1$ et $E(Y) = 0$ ou 1 , avec Y qui suit une loi de Bernoulli de paramètre p . L'application de la transformation logit permet de travailler sur des valeurs entre $[-\infty; +\infty]$: $\text{logit}(p) = \ln\left(\frac{p}{1-p}\right)$

$$= \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_p x_{ik}$$

1.2.2. Le modèle des données de comptage

La modélisation des données de comptage est donc au centre du débat. L'approche adoptée ici suppose l'incertitude sur le processus de génération de données et procède donc à tester différentes spécifications afin d'obtenir le «vrai» modèle. Le modèle de Poisson est le plus simple pour les cas où la variable d'intérêt est discrète et prend uniquement des valeurs entières non négatives. Dans ce modèle, y désigne la variable count, ce qui dans notre cas représente le nombre de visites prénatales pendant une période de grossesse. Cette variable est supposée être la réalisation d'une variable aléatoire distribuée de Poisson, y_i , avec paramètre λ_i , qui peut prendre les valeurs $0, 1, 2, \dots$. Ainsi, pour un échantillon de N individus.

a) le modèle Poisson

Le point de départ est la distribution de Poisson caractérisée par le fait que la moyenne conditionnelle est égale à la variance conditionnelle (équidispersion) et équivaut au paramètre λ qui caractérise le modèle. Le nombre de visites prénatales est donné par y_i , avec $i = 0, \dots, N$ pour un échantillon de N individus. Le modèle de régression de Poisson spécifie alors y_i , étant donné les valeurs prises par des caractéristiques exogènes x_i comme étant distribué suivant le processus de Poisson avec comme fonction de densité:

$$f(y_i/x_i; \lambda) = \frac{\exp(-\lambda)\lambda^{y_i}}{y_i!} \quad \text{Où} \quad (\text{équation 1})$$

$$\lambda_i = E[y_i/x_i] = \text{Var}[y_i/x_i] = \exp(x_i', \beta).$$

Il s'agit du nombre espéré de visites prénatales pour toute femme au cours de sa grossesse. Si la distribution de Poisson est adéquate, et en supposant qu'on dispose d'un échantillon aléatoire de y_i et x_i , la procédure de maximum de vraisemblance produit un estimateur cohérent, asymptotiquement efficace et normal de β .

Cependant, la caractéristique d'équidispersion implique une restriction dans l'estimation, car généralement, dans les données économiques, à l'instar l'utilisation de services de santé (visites prénatales comme proxy), la variance excède la moyenne. Cette situation résulte de l'hétérogénéité des facteurs inobservables (hétérogénéité des états de santé des mères) à travers l'échantillon et elle est connue sous le nom de surdispersion (Wedele et al. 1993). Etant donnée l'hétérogénéité des états de santé des mères, certaines femmes sachant qu'elles ont souvent eu des grossesses compliquées, tendent à effectuer davantage de visites prénatales que celles n'ayant pas de complications, ce qui fait augmenter la variance. Dans ce cas, la régression de Poisson n'est plus souhaitable. Une solution alternative consiste alors à appliquer le maximum de vraisemblance au modèle de régression binomiale négative qui tient compte de cette surdispersion.

En effet, l'on reproche souvent au modèle Poisson, de s'appuyer sur deux hypothèses restrictives :

L'une, suppose que $\text{Var}(y_i/X_i) = E(y_i/X_i) = \lambda_i$; c'est-à-dire que la variance conditionnelle est égale à la moyenne conditionnelle et au paramètre λ_i , ce qui est assez restrictif. La normale, est que la variance conditionnelle dépasse la moyenne conditionnelle, ce qui, est connue dans la littérature sous la forme de surdispersion, $\text{Var}(y_i/X_i) > E(y_i/X_i)$.

L'autre, suppose l'indépendance des événements dans le temps, ce qui est incompatible avec les différentes et nombreuses stratégies économiques. Ici, l'interdépendance peut se produire, du fait que, des événements tels que les petites maladies peuvent susciter des visites chez le médecin pendant la grossesse. Ainsi, une période de maladie ou une grossesse peut déterminer plusieurs cas de visites chez le médecin, le premier étant lié au suivant (Cameron et Trivedi, 1986).

Une façon de relâcher la première hypothèse restrictive consiste à permettre à λ_i de varier de manière aléatoire, suivant une loi de probabilité, de sorte qu'il puisse capter une hétérogénéité interpersonnelle qui caractérise ce type de données. L'équation stochastique serait: $\lambda_i = \exp(\beta'X_i + \epsilon_i)$, où On suppose que λ suit une distribution gamma avec les paramètres $\gamma_i > 0$ et $\gamma\delta > 0$. Comme l'ont soutenu Cameron et Trivedi (1988), le modèle binomial négatif peut également être une bonne adéquation avec les données lorsque, les événements ne sont pas nécessairement indépendants.

b) le modèle Binomial Négatif

La régression binomiale négative peut être considérée comme un modèle mixte qui corrige le problème de la surdispersion et l'hypothèse du processus de génération dans le modèle de Poisson. La distribution de y peut être obtenue comme composante du processus de Poisson où la distribution de Poisson du paramètre λ est supposée être générée suivant une loi gamma de moyenne 1 (Pohlmeir & Ulrich 1995). La fonction de densité du modèle de régression binomiale négative est donnée par:

$$f(y, \lambda, \zeta) = \frac{\Gamma(\zeta+y)}{\Gamma(\zeta)\Gamma(y+1)} \left(\frac{\zeta}{\zeta+\lambda}\right)^\zeta \left(\frac{\lambda}{\zeta+\lambda}\right)^y \quad (\text{Équation 2})$$

où $\Gamma(a) = \int_0^{\infty} e^{-t} t^{a-1} dt$ est la fonction de densité de la loi gamma, $\zeta = (1/\alpha)\lambda^k$ est la précision du paramètre, k étant une constante; $\alpha > 0$ est la surdispersion du paramètre et $\lambda = \exp(\beta)$. Avec cette spécification, on obtient $E[y_i|x_i] = \lambda_i$ et la variance est donnée par $Var[y_i|x_i] = \lambda_i + \alpha\lambda_i^{2-k}$. Comme précédemment, λ est le nombre espéré de visites prénatales pour une femme donnée au cours de sa grossesse, et ζ est un paramètre de dispersion. Cependant, on peut vouloir modéliser la probabilité de réponse d'une variable de dénombrement (ou variable de comptage) avec plus de souplesse que dans les modèles précédents; notamment, on peut vouloir appréhender le comportement de cette probabilité dans différentes parties d'une distribution. Il existe des approches alternatives aux modèles ci-dessus, à l'instar du modèle « Hurdle », qui dans plusieurs applications, est fixé aux zéros. Ici, la probabilité de réponse « zéro » de la variable dépendante est non corrélée à la probabilité de réponse dans la partie strictement positive de la distribution. Dans la présente étude, nous allons calculer les effets marginaux. Après avoir exposé la méthodologie, nous allons procéder à l'analyse des données et présenter les résultats.

IV. Les résultats

1.3. Statistiques descriptives et corrélation entre les variables

La discontinuité des soins prénatals est positivement corrélée à l'âge de la grossesse à la CPN1, l'âge de la femme, le niveau d'éducation, le milieu de résidence, le niveau de vie et l'ethnie. Par contre elle est négativement corrélée à la parité, l'opportunité de la grossesse, la religion, la situation matrimoniale, la distance, la demande de permission et l'accès aux médicaments. En d'autres termes la discontinuité des soins est élevée lorsque l'âge de la grossesse à la CPN1 et l'âge de la femme est élevé. Ces résultats ne reflètent pas totalement nos hypothèses.

Table 2: corrélation entre les variables (voir Annexe)

1.4. Résultats de l'estimation et interprétations

1.4.1. Le modèle logit

L'hypothèse selon laquelle, le niveau d'éducation, le milieu de résidence, la situation matrimoniale, le niveau de vie et l'ethnie influencent positivement la probabilité de demander des CPN est vérifiée. L'hypothèse selon laquelle l'opportunité de la grossesse, la distance et l'accès aux médicaments influence négativement la demande de CPN est vérifiée. Par contre, l'hypothèse selon laquelle l'âge influence négativement la demande de CPN n'est pas vérifiée, de même que celle selon laquelle la parité, la religion et la demande de permission influencent négativement la demande de CPN n'est pas vérifiée dans le cadre de notre étude. En définitif les déterminants de la demande de CPN dans le cadre de notre études sont : le niveau d'éducation, l'opportunité de la grossesse, le milieu de résidence, la situation matrimoniale, le niveau de vie, l'assurance maladie, la distance et l'ethnie. Quels sont donc les déterminants de la discontinuité?

Table 3 : Résultat de la régression logit avec les signes et la significativité des variables.

variables	z	P > z	Odds Ratio	coefficient	Signe obtenu	Significativité
âge de la femme	1.52	0.128	1.183	0.168	Positif	Non significatif
Parité	-0.17	0.868	0.985	- 0.015	Négatif	Non significatif
Opportunité grossesse	-2.67	0.007	0.804	-0.217***	Négatif	Significatif
niveau d'éducation	7.11	0.000	2.473	0.905***	Positif	Significatif
milieu de résidence	4.21	0.000	2.463	0.901***	Positif	Significatif
religion	-0.13	0.896	0.998	-0.001	Négatif	Non significatif
situation matrimoniale	2.76	0.006	1.282	0.248***	Positif	Significatif
niveau de vie	3.14	0.002	1.339	0.292***	Positif	Significatif
assurance maladie	2.44	0.015	1.637	0.493**	Positif	Significatif
distance	-2.41	0.016	0.764	-0.269**	Négatif	Significatif
permission	-2.91	0.004	0.722	-0.325***	Négatif	Significatif
accès aux médicaments	-0.79	0.4230	0.903	-0.101	Négatif	Non significatif
ethnie	1.71	0.087	1.068	0.066*	Positif	Significatif

legend: * p<.1; ** p<.05; *** p<.01

Source: Résultat de nos estimations

1.4.2. Le modèle des données de comptage

L'analyse des facteurs qui déterminent le nombre de CPN pour une grossesse, est mise en évidence par l'estimation des modèles de données de comptage. Nous avons utilisé le logiciel stata14 pour l'estimation. Nous avons estimé d'abord le modèle Poisson, ensuite nous avons fait le test d'équidispersion (c'est le test le plus important) qui consiste à vérifier si la variance est égale à la moyenne :

H0 : $Var(y/x) = E(y/x)$. équidispersion

H1 : $Var(y/x) = E(y/x) + \alpha^2 E(y/x)$: absence d'équidispersion (overdispersion)

Le test consiste donc à tester si $\alpha = 0$ (H_0) contre $\alpha > 0$ (H_1)

Le test montre que la valeur muhat (qui est le paramètre de dispersion) est statistiquement significatif, comme c'est le cas dans le tableau 4, on rejette H_0 , il y a overdispersion avec la variance supérieure à la moyenne. Dans ce cas, le modèle approprié est la loi binomiale négative. Enfin nous avons estimé le modèle Poisson et Binomiale Négatif (table 5) et calculer les effets marginaux dans la table 6.

Table 4 : Résultat du Test d'équidispersion

ystar	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf.	Interval]
muhat	-.2258897	.0033265	-67.91	0.000	-.2324121	-.2193672

Source: Résultat de nos estimations

Les résultats obtenus montrent que les modèles Poisson et Binomiale Négatives ont presque les mêmes valeurs malgré la dominance du modèle Binomiale Négatif. Résultat qui permet de dire que l'hypothèse selon laquelle l'âge de la grossesse à la CPN1 influence négativement le nombre de CPN n'est pas vérifiée du fait du signe positif obtenu au lieu du signe négatif attendu, malgré sa significativité. Le niveau de vie et d'éducation influencent positivement le nombre de CPN est vérifiée. Par contre pour ce qui est des variables non significatives, nous constatons que pour l'âge où l'on attendait un signe négatif, la religion et l'accès aux médicaments un signe positif n'est pas vérifié. Cependant pour la parité, l'opportunité de la grossesse, le milieu de résidence, la situation matrimoniale, l'assurance maladie et l'ethnie dont le signe attendu est positif est vérifié de même que le signe négatif attendu pour la distance et la demande de permission.

Table 5 : Résultat des régressions Poisson et Binomiale Négative

variables	poisson	Binomiale Négative
âge grossesse à la CPN1	0.195*** (0)	0.195*** (0)
âge de la femme	0.004 (0,825)	0.004 (0,825)
parité	-0.025 (0,141)	-0.025 (0,141)
opportunité de la grossesse	0.000 (0,979)	0.000 (0,979)
niveau d'éducation	0.073*** (0)	0.073*** (0)
milieu de résidence	0.016 (0,564)	0.016 (0,564)
religion	-0.000 (0,066)	-0.000 (0,066)
situation matrimoniale	0.003 (0,817)	0.003 (0,817)
niveau de vie	0.051*** (0,001)	0.051*** (0,001)
assurance maladie	0.026 (0,287)	0.026 (0,287)
distance	-0.028 (0,16)	-0.028 (0,16)
permission	-0.020 (0,341)	-0.020 (0,341)
accès aux médicaments	-0.019 (0,382)	-0.019 (0,382)
ethnie	0.003 (0,649)	0.003 (0,649)
_cons	_cons .891*** (0)	_cons .891*** (0)
/lnalpha	-36.006	
alpha	2.30e-16	

Likelihood-ratio test of alpha=0: chibar2(01) = 0.00 Prob>=chibar2 = 1.000

Source: Résultat de nos estimations

Note : les écarts types de coefficients estimés sont entre parenthèses; (***), (**), (*) coefficients significatifs aux seuils de 1% ; 5% et 10% respectivement. Le test du rapport des vraisemblances de alpha (α) = 0: chibar2(01) = 0.00 Prob>=chibar2 = 1.000

1.4.3. Les effets marginaux

Selon les effets marginaux la discontinuité des soins augmente avec l'âge de la grossesse à la CPN1, l'âge de la femme, l'opportunité de la grossesse, le niveau d'éducation, le niveau de vie le statut matrimonial l'assurance maladie et l'ethnie Et diminue avec la parité la demande de permission la distance l'accès aux médicaments et la religion. Si l'on s'en tient aux effets marginaux l'hypothèse selon laquelle l'âge de la

grossesse à la CPN1 influence négativement le nombre de CPN n'est pas vérifiée du fait du signe positif obtenu au lieu du signe négatif attendu, malgré sa significativité. La parité, la distance, la demande de permission influence négativement le nombre de CPN est vérifiée, par contre celle selon laquelle l'accès aux médicaments influence positivement le nombre de CPN n'est pas vérifiée du fait de son signe négatif malgré qu'il soit significatif. Toutes fois l'hypothèse selon laquelle le niveau d'éducation, le niveau de vie et l'assurance maladie influencent positivement le nombre de CPN est vérifiée.

Table 6 : Résultat des effets marginaux.

variable	coef	Std. Err.	z	P>z	[95% Conf.	Interval]
âge à la CPN1	0,663	0.033	19.56	0.000	.597	.730
âge de la femme	0,013	0.026	0.53	0.596	-.037	.065
parité	-0,078	0.022	-3.53	0.000	-.122	-.034
opportunité grossesse	0,001	0.023	0.06	0.949	-.045	.048
niveau d'éducation	0,226	0.018	11.95	0.000	.189	.263
milieu de résidence	0,051	0.037	1.37	0.171	-.022	.125
religion	-0,002	0.002	-1.03	0.301	-.007	.002
Situation matrimoniale	0,010	0.019	0.55	0.580	-.027	.049
niveau de vie	0,157	0.020	7.65	0.000	.117	.198
assurance maladie	0,080	0.031	2.55	0.011	.018	.142
distance	-0,086	0.025	-3.36	0.001	-.137	-.036
permission	-0,625	0.027	-2.28	0.023	-.116	-.008
Accès aux médicaments	-0,059	0.028	-2.09	0.036	-.114	-.003
ethnie	0,009	0.008	1.09	0.276	-.007	.026

Source: Résultat de nos estimations

V. Conclusion et recommandations

L'étude a présenté et analysé les facteurs qui déterminent la demande de soins prénatals de même que ceux qui déterminent sa discontinuité en Côte d'Ivoire. Nos estimations ont abouti à plusieurs résultats importants qui peuvent se résumer comme suit :

- les déterminants de la demande de soins prénatals dans le contexte Ivoirien sont : le niveau d'éducation, l'opportunité de la grossesse, le milieu de résidence, l'assurance maladie, la distance et l'ethnie. Ces résultats nous permettent de conclure respectivement que : Plus on est éduqué plus on demande des CPN, la femme demande plus la CPN lorsque la grossesse est opportune, les femmes de niveau de vie plus élevé ont plus de chance de demander des CPN. Aussi, la possession d'assurance maladie augmente la chance de demander des CPN, plus la distance est grande moins les femmes demandent des CPN. L'appartenance à une catégorie d'ethnie augmente les chances de demander des CPN. Par exemple, en Côte d'Ivoire le groupe ethnique Akan précisément célèbre les femmes qui accouchent par la cérémonie du « tonbroya »¹. Ainsi donc le désir de profiter de cette cérémonie pourrait augmenter la demande de CPN pour assurer le bon déroulement de la grossesse. Ces résultats sont conformes à ceux d'Athur (2012) et de Nanfosso (2015).
- Les déterminants de la discontinuité des soins prénatals pour ce qui est du modèle Binomiale Négatif sont : l'âge de la grossesse à la CPN1, le niveau d'éducation, le niveau de vie. Ce qui veut dire qu'en Côte d'Ivoire, plus la femme débute tôt la CPN1 plus le nombre de CPN pour la grossesse augmente, plus le niveau d'éducation est élevé plus le nombre de CPN augmente et plus le niveau de vie est élevé plus le nombre de CPN augmente. Tous ces résultats sont conformes à ceux de Nketiahamposah (2013) et Nanfosso (2015). Cependant, les signes négatifs de la parité, la religion, la distance, la demande de permission, et l'accès aux médicaments signifient qu'elles influencent négativement le nombre de CPN même si elles ne sont pas significatives dans notre étude. Par exemple pour la parité lorsque le nombre

¹Qui consiste à cajoler la femme qui a accouché pendant 3 mois de rester le plus à la maison sans sortir, tout en la nourrissant dans l'optique de faire une cérémonie pendant laquelle on la présente tout en beauté et bien habiller pour montrer les biens faits de la maternité

d'enfant augmente d'une unité le nombre de CPN diminue de 0.025 unités. Les signes positifs de l'âge, de l'opportunité de la grossesse, du milieu de résidence, la situation matrimoniale, l'assurance maladie et l'ethnie montrent qu'elles influencent positivement le nombre de CPN.

- Les résultats des effets marginaux quant à eux montrent que les variables pertinentes pour expliquer la discontinuité des soins en Côte d'Ivoire sont : l'âge de la grossesse à la CPN1, la parité, le niveau d'éducation, le niveau de vie, l'assurance maladie, la distance, l'accès aux médicaments et la demande de permission. La durée de la gestation à la CPN1, le niveau d'éducation, le niveau de vie, l'assurance maladie influencent positivement le nombre de CPN. Ainsi, lorsqu'elles (ces variables) augmentent d'une unité le nombre de CPN augmente : de 0.663 unités pour la durée de la gestation à la CPN1, de 0.226 unités pour le niveau d'éducation, de 0.157 pour le niveau de vie et de 0.080 unités pour l'assurance maladie. Par contre, la parité, la distance, la demande de permission et l'accès aux médicaments influencent négativement le nombre de CPN. Par exemple en ce qui concerne la parité cela signifie que plus le nombre d'enfants augmente alors le nombre de CPN diminue. Ainsi, lorsqu'elles (ces variables) augmentent d'une unité le nombre de CPN diminue de : de 0.078 unités pour la parité, de 0.087 unités pour la distance, de 0.625 unités pour la demande de permission et de 0.059 unités pour l'accès aux médicaments. Pour ce qui concerne les variables non significatives, les signes montrent que l'âge, l'opportunité de la grossesse, le milieu de résidence, la situation matrimoniale et l'ethnie influencent positivement le nombre de CPN, par contre la religion influence négativement le nombre de CPN.

Par conséquent, afin d'améliorer la santé maternelle particulièrement la demande et la continuité des consultations prénatales nous proposons les recommandations suivantes : Premièrement, améliorer et renforcer les politiques d'accès à l'éducation pour tous en insistant sur l'importance de l'éducation de la jeune fille. Ensuite, intensifier les sensibilisations sur les biens faits de l'utilisation des services de planifications familiales au travers des médias et les rendre plus accessibles au monde rural en vue d'éviter des grossesses non désirées et donc inopportunes. Aussi, accélérer le processus de Couvertures Maladie Universelle en vue d'assurer une couverture nationale en assurance maladie et accentuer la politique de construction, d'équipements et d'approvisionnement des services de santé afin de palier au problème de proximité des services de santé. Enfin, mettre en œuvre des programmes de sensibilisation et d'éducation aux soins prénatals.

Références bibliographiques

- [1]. Abor et Abekah Nkrumah (2009), The socio-economic determinants of maternal health care utilization in Ghana. Submitted to African Economic Research Consortium. Google Scholar
- [2]. Adamu Y. & H. Salihu (2002), Barriers to the use of antenatal and obstetric care services in rural Kano, Nigeria, *Journal of Obstetrics and Gynaecology*, 22:6,600-603, DOI: 10.1080/0144361021000020349
- [3]. Adjiwanou, V et Legrand, T (2013), 'Does antenatal care matter in the use of skilled birth attendance in rural Africa: A multi-country analysis?' *Social Science and Medicine*, no. 86, pp. 26-34.
- [4]. Akin J, Guilky D. K, Griffin C, Popkin B. M (1986), The Demand for Primary Health Care Services in the Bicol Region of the Philippines. *Economic Development and Cultural Changes*. 1986;34(4):755-82.
- [5]. Ancelot L, L Bonnal et M-H Depret (2016), Déterminants du renoncement aux soins des femmes durant leur grossesse, *Revue française d'économie* 2016/4 (Vol. XXXI), pages 63 à 107.
- [6]. Appiah-Kubi, (2004), Access and utilisation of safe motherhood services of expecting mothers in Ghana, *Policy & Politics* 32(3):387-407 · July 2004 with 10 Reads DOI: 10.1332/0305573041223744
- [7]. Audibert M et J Mathonnat (2000), « Cost recovery in Mauritania initial lessons ». *Health Policy and planning*, 15 (1) : 66-75.
- [8]. Audibert M., J. Mathonnat, Roodenbeke E. (2003), Le financement de la santé dans les pays d'Afrique et d'Asie à faible revenu, Paris : Karthala. Collection économie et développement 498 p.
- [9]. Arsène Kouadio (2005), Bien-être social et demande de soins de santé en milieu urbain ivoirien, *African Economic Research Consortium (AERC-CREA)*.
- [10]. Arthur E (2012), 'Wealth and antenatal care use: implications for maternal health care utilization in Ghana', *Health Economics Review*, Vol.2, no.1, pp. 1-8.
- [11]. AwomoNdongo J.C et TsafackNanfoso R. (2012), Impact des mutuelles de santé sur les comportements de demande de santé des ménages au Cameroun, *Research*, paper n°20, 22p.
- [12]. DE Allegri, M, Ridde, V, Louis, VR, Sarker, M, et al. (2011), 'Determinants of Utilization of Maternal Care services After the Reduction of User fees: A Case Study From Rural Burkina Faso', *Health Policy*, no. 99, 210-218.
- [13]. Beninguisse, G, Nikiema, B, Fournier, P et Haddad, S (2005), 'L'accessibilité culturelle: une exigence de la qualité des services et soins obstétricaux en Afrique', *African Population Studies*, no.19, pp. 243-266.
- [14]. Boateng & Constance Flanagan (2008), Women's access to health care in Ghana: Effects of education, residence, lineage and self-determination, *Biodemography and Social Biology*, 54:1, 56-73, DOI: 10.1080/19485565.2008.9989132
- [15]. Bloom D.E, D Canning and J Sevilla (1999), The Effect of Health on Economic Growth: A Production Function Approach, Harvard School of Public Health, Boston, MA, USA, *World Development* 2004, 32(1), 1-13.
- [16]. Buchmueller, T.C., A. Couffinhal, M. Grignon and M. Perronnin (2004), "Access to physician services: does supplemental insurance matter? Evidence for France", *Health Economics* 13: 669-687.
- [17]. Cameron & Trivedi (1986), *Econometric Models Based on Count Data: Comparisons and Applications of Some Estimators and Tests*, *Journal of Applied Econometrics*, 1986, vol. 1, issue 1, 29-53.
- [18]. Cameron, A.C., P.K. Trivedi, F. Milne and J. Piggott (1988), "A microeconomic model of demand for health care and health insurance in Australia", *Review of Economic Studies* 55: 85-106.
- [19]. Campbell, Omer et Graham, WJ (2006), 'Strategies for reducing maternal mortality: getting on with what works', *Lancet*, no. 386, pp. 284-1299.

- [20]. Celik Y (2000), The socioeconomic determinants of alternative sources of antenatal care in Turkey. *Int J HealthPlannManag* 2000, 15:221–235.
- [21]. Celik Y, Hotchkiss D (2000), The Socio-economic Determinants of Maternal Health Care Utilization in Turkey. *Soc Sci Med* 2000, 50(2000):1797–1806
- [22]. Chandhiok et al. (2006), Determinants of antenatal care utilization in rural areas of India: A cross-sectional study from 28 districts. *J ObstetGynecolIndia* 2006, 56:No. 1.
- [23]. CISSE Boubou, LUCHINI Stéphane, MOATTI Jean-Paul (2004), Recouvrement des coûts et demande de soins dans les PED. *Revue française d'économie*, volume 18, n°4, 2004. pp. 111-149.
- [24]. Chaupain-Guillot, Olivier Guillot et Eliane Jankeliowitch-Laval (2014), Le renoncement aux soins médicaux et dentaires : une analyse à partir des données de l'enquête SRCV, *Economie et Statistique Année 2014* 469-470 pp. 169-197
- [25]. Commeyra et Ndo, (2006), caractéristiques de la consommation des soins et de médicaments au Cameroun, *Cahiers Santé* n°1, janvier-février-mars 2006, 16, 1, p.13-19.
- [26]. Deb, P. and Trivedi, P., (2002), the structure of demand for health care: latent class versus two-part models, *Journal of Health Economics*, Volume 21, Issue 4, July 2002, Pages 601-625.
- [27]. Djourdebbe F.B (2005), La déperdition des soins prénatals au Tchad Mémoire : Cameroun : IFORD : 2005.
- [28]. Elo IT (1992), Utilization of maternal health-care services in Peru: the role of women's education. *Health Transit Rev* 1992, 2:49–69.
- [29]. [EDS-CI (2011-2012), Enquête Démographique et de Santé – Côte d'Ivoire.
- [30]. Gertler et Van Der Gaag (1990), Willingness to pay for Medical care : Evidence from two developing countries, Johns Hopkins University Press, Baltimore, <http://documents.worldbank.org/curated/en/483411468740192932/The-willingness-to-pay-for-medical-care-evidence-from-two-developing-countries>.
- [31]. Grossman, M., and R. Kaestner. (1997), «Effects of Education on Health». In *The Social Benefits of Education*, J. R. Behrman and N. Stacey, eds. Ann Arbor, Mich.: University of Michigan Press.
- [32]. Hausman et Wise D (1978), 'A conditional probit model for qualitative choice: discrete decisions recognizing interdependence and heterogeneous preferences', *Econometrica*, vol.46, n° 2, pp. 403-26.
- [33]. Heller et al. (1982), 'A model of demand for medical and health service in peninsular Malaysia', *Social Science and Medicine*, vol.16, pp. 267-84.
- [34]. Henze (2004), Determinants of Prenatal Care and Supplement Use: The Case of Honduras. 2004. Unpublished MPH Research Project. <https://scholarscompass.vcu.edu/etd/1005>.
- [35]. Hotchkiss D et al., (2006), Geographic aspects of poverty and health in Tanzania: does living in a poor area matter?, *Health Policy and Planning*, Volume 21, Issue 2, May Pages 110–122, <https://doi.org/10.1093/heapol/czj008>
- [36]. Issaka Tiembre et al. (2010), Connaissances, attitudes et pratiques des chefs de ménage de la commune d'Abobo (Abidjan, Côte d'Ivoire) en matière de rage, en 2008 ; *Santé Publique* 2014/4 (Vol. 26), pages 547 à 553.
- [37]. Jaramillo B, L Panqueva (2014), Neonatal and Infantile Cholestasis: An Approach to Histopathological Diagnosis. *Rev Col Gastroenterol* [online]. 2014, vol.29, n.3, pp.304-311. ISSN 0120-9957.
- [38]. Kermani et al., (2008), 'Demand for medical care in the urban areas of Iran: An empirical investigation', *Health Economics*, vol.17, pp. 849- 862.
- [39]. Koné Korotoumou (2005), Influence De La Religion Sur Le Recours Aux Soins De Santé Durant L'accouchement En Côte d'Ivoire, URL:<http://dx.doi.org/10.19044/esj.2019.v15n5p14>
- [40]. Koné-Péfoyo, M. Rivard (2006), Pauvreté et déterminants socioculturels de l'utilisation des services de santé maternelle en Côte d'Ivoire, *Revue d'Épidémiologie et de Santé Publique*, Volume 54, Issue 6, December 2006, Pages 485-495
- [41]. Knippenberg L et al. (2005), Systematic scaling up of neonatal care in countries, *PubMed.gov*, 12-18;365(9463):977-88.
- [42]. Litvack & Bodart (1993), User fees plus quality equal improved access to health care : results of field experiment in Cameroon, *Social Science and Medicine*, 37, 3, p. 369-383.
- [43]. Magadi, M., Madise, N, Rodrigues, R.. (2000), Frequency and timing of antenatal care in Kenya : explaining the variations between women of different communities. *Social science medicine*, 51(4), 551-561.
- [44]. Mariko, M (2003), 'Accès aux soins et qualité: résultats d'une étude empirique menée à Bamako Mali', In M Audibert, J Mathonnat and De Roodenbeke E (ed.), *Le financement de la santé dans les pays d'Afrique et d'Asie à faible revenu*, Karthala, Paris, pp. 5-37.
- [45]. Mbuagbaw & Gofin, (2010), A new measurement for optimal antenatal care: determinants and outcomes in Cameroon. *Matern Child Health J*. 2011 Nov;15(8):1427-34. doi: 10.1007/s10995-010-0707-3
- [46]. Minsante (2011), Rapport annuel Kigali Rwanda 2011.
- [47]. Mwabu G (1986), « Health care decisions at the household level : results of a rural health survey in Kenya », *Social Science and Medicine*, 22 : 3, p 315-319.
- [48]. Mwabu et al., (2003), 'The demand for health care in Kenya', *African Development Review*, vol.15, n° 2-3, pp. 439-453.
- [49]. M. Nkurunziza (2014), Analyse du recours aux soins obstétricaux au Burundi: Déterminants et motivations, thèse de la faculté des sciences économiques, sociales, Politiques et de communication, Université Catholique de Louvain.
- [50]. Nanfosso T, Kasiwa, J.M (2013), 'Les déterminants de la demande de soins prénatals en République démocratique du Congo: Approche par données de comptage', *African Evaluation Journal* 1(1), Art. #26, 9 pages. <http://dx.doi.org/10.4102/aej.v1i1.26>.
- [51]. N'GUESSAN KOUAME (2015), croyances collectives et discontinuité du suivi prénatal en milieu urbain ivoirien (Abidjan / Côte d'Ivoire), *European Scientific Journal* July 2015 edition vol.11, No.21 ISSN: 1857 – 7881 (Print) e - ISSN 1857- 743
- [52]. OMS (2003), Prise en charge des complications de la grossesse et de l'accouchement.
- [53]. OMS (2012), Statistiques Sanitaires Mondiale 2012, <https://www.who.int/gho>
- [54]. OMS (2018), Statistiques Sanitaires Mondiale 2018, <https://www.who.int/gho>
- [55]. Overbosch et al. (2004), Determinants of antenatal care use in Ghana. *Journal of African Economies*, 13(2):277–301.
- [56]. Pohlmeier & Volker (1995), An Econometric Model of the Two-Part Decisionmaking Process in the Demand for Health Care, *Journal of Human Resources*, vol. 30, issue 2, 339-361
- [57]. Probst et al., (2004), Mechanisms of improvement in exercise capacity using a rollator in patients with COPD. *Chest*. 2004 Oct;126(4):1102-7. *Pubmed.gov* DOI: 10.1378/chest.126.4.1102.
- [58]. QIAN D et al., (2009), Determinants of health care demand in poor, rural China : the case of Gansu Province, *Health Policy Plan*, 24, 5, Published by Oxford University Press in association with the London School of Hygiene and Tropical Medicine, p. 324-334.
- [59]. RANJI et al., (2007), Effects of rapid response systems on clinical outcomes: systematic review and meta-analysis, *J Hosp Med*. 2007 Nov;2(6):422-32.
- [60]. RASS, (2017), rapport annuel sur la situation sanitaire de 2017 édition 2018.
- [61]. Rockers et al., (2009), 'Source of antenatal care influence facility delivery in rural Tanzania: A population based study', *Maternal and Child Health Journal*, vol.13, pp. 879-885.

- [62]. Ruhara&Kioko (2017),Effect of HealthInsurance on Demand for OutpatientMedical Care in Rwanda: An Application of the Control FunctionApproach, Rwanda Journal Series B: Social Sciences, Volume 3, 2016 77 DOI: <http://dx.doi.org/10.4314/rj.v3i1.6B>
- [63]. Salvador (2008), « The Determinants of Health Care Utilization in Portugal: An Approachwith Count Data Models » JEL-Classification: I10, I12, C13, C25, C52 Keywords: health care utilization, count data.
- [64]. Tape Y (2007),Analyse économétrique de l'itinéraire thérapeutique des ménages de Côte d'Ivoire, Université Laval (Canada), 160p.
- [65]. Tiehi Tito (2011), « analyse des déterminants de la demande de soins infantiles en Côte d'Ivoire » uaps 2011. Princeton. Edu/papers/110575.
- [66]. Tiehi Tito (2013),Determinants of HIV/AIDS Spread in West Africa: Does Public Corruption Matter?, International Journal of DevelopingSocieties Vol 2 No 2.
- [67]. Van Ejjik&al., (2006), Use of antenatal services and delivery care amongwomen in rural western Kenya: a communitybasedsurvey, Reproductive Health 23:2 <https://doi.org/10.1186/1742-4755-3>.
- [68]. Wedel et al., (1993), A latent class poisson regression model for heterogeneous count data in Journal of appliedeconometrics, Volume8, Issue4, Pages 397-411

Annexe

```

| Nbrepcn aggrcpn1 agefem parité opport~sniveducmilresid religion situat~inivvieassuma~d distance
permis~oaccmed~m
Nbrepcn | 1.0000
aggrcpn1 | 0.3400 1.0000
agefem | 0.0691 0.0818 1.0000
parité | -0.1244 -0.0887 -0.1412 1.0000
opportgros | -0.0224 0.0162 0.0258 0.0395 1.0000
niveduc | 0.2486 0.1184 0.0683 -0.2075 -0.1117 1.0000
milresid | 0.2216 0.1771 0.1109 -0.1494 -0.0635 0.2462 1.0000
Religion | -0.0219 -0.0223 0.0355 -0.0098 0.0218 -0.0326 0.01881.0000
situatmatri | -0.0352 -0.0412 0.0182 0.1565 0.1389 -0.0897 -0.0538-0.0118 1.0000
nivvie | 0.2524 0.2087 0.1071 -0.1050 -0.0345 0.2041 0.6930 0.0181 -0.0503 1.0000
assumalad | 0.0508 0.0496 0.0254 -0.0092 -0.0112 0.1136 0.0468-0.0091 -0.0145 0.0466 1.0000
Distance | -0.1067 -0.0424 -0.0306 0.0427 0.0557 -0.0706 -0.1340-0.0167 0.0333 -0.1034 0.1932
1.0000
permissio | -0.0450 0.0036 0.0123 -0.0023 -0.0056 -0.0073 0.03040.0213 0.0160 0.0375 0.3357
0.3415 1.0000
accmedicam | -0.1122 -0.0917 -0.0026 0.0593 0.0511 -0.0916 -0.04050.0221 -0.0108 -0.0652 0.1861
0.4353 0.4265 1.0000
Ethnie | 0.0092 0.0163 0.0166 -0.0128 0.0150 -0.0043 -0.0184-0.0108 -0.0242 -0.0464 -0.0032
0.0134 0.0148 0.0193 1.0000

```

Gnamien Ehuwa Anne Murielle" La Discontinuite Des Soins Prenatals En Côte D'ivoireIOSR
Journal of Economics and Finance (IOSR-JEF) , vol. 10, no. 5, 2019, pp. 37-47.