

POLITIQUE ECONOMIQUE ET DEVELOPPEMENT

INVESTIGATION EMPIRIQUE DU RECOURS AUX CONSULTATIONS PRENATALES EN CÔTE D'IVOIRE

Dr Tito Nestor TIEHI

Chercheur Associé CAPEC

PED N° 15/2012



Cellule d'Analyse de Politiques Economiques du CIRES

Année de publication : 2012

Résumé

Cette étude vise à examiner l'influence des facteurs susceptibles de conditionner l'utilisation des services de santé maternelle par la femme enceinte en Côte d'Ivoire. A l'aide d'un échantillon de 356 femmes issues de l'Enquête Niveau de Vie de 2008 qui ont déclarés avoir eu recours à des soins en première consultation prénatale, nous utilisons un modèle probit multinomial pour estimer les coefficients des déterminants de la décision de la femme enceinte. Nos résultats révèlent deux types de problèmes ; celui de la pauvreté et celui de l'éducation de la jeune fille. Aussi, l'amélioration de l'accès aux consultations prématernelles pourrait résider dans la mise en place de mécanismes pertinents de réduction de la dépendance économique de la femme et de meilleures conditions de scolarisation afin de lui permettre de mieux arbitrer lors des décisions relatives aux types de fournisseurs de soins.

Mots clés : consultation prématernelle, pauvreté, éducation, pourvoyeur, probit multinomial

Abstract

This study aims to investigate the influence of factors which may condition the use of maternal health services by pregnant women in Côte d'Ivoire. Using a sample of 356 women from the Survey of Living Standards 2008 who declared having used at first prenatal care, we use a multinomial probit model to estimate the coefficients of determinants of decision of pregnant woman. Our results reveal two types of problems: poverty and education of the young girl. Also, improved access to modern health care may reside in the development of appropriate mechanisms for reducing the economic dependence of women and improving the conditions of schooling in order to provide a better arbitrate in decisions relating to consultation of prenatal care.

Keywords: prenatal visit, poverty, education, provider, multinomial probit

JEL Codes : C25, D12, I14 et J13

1. Introduction

La santé maternelle c'est-à-dire la santé des femmes pendant la grossesse et l'accouchement est une préoccupation importante qui figure au nombre des objectifs du millénaire pour le développement (OMD), et pour cause, le taux de mortalité maternelle est élevé dans le monde. En effet, selon l'OMS (2010) plus de 350 000 femmes, dont 99% vivent dans les pays en développement, meurent chaque année de complications liées à la grossesse ou à l'accouchement.

L'Afrique subsaharienne est la région la plus affectée du globe, et en dépit des efforts accomplis par les pays, le taux de mortalité maternelle ne diminue que très lentement. La baisse de ce taux varie d'un pays à l'autre. Ainsi, suivant les statistiques de la Banque Mondiale, certains pays ont connus au cours de ces vingt dernières années, des baisses plus importantes à l'image du Mozambique, où l'on est passé d'un taux de mortalité maternelle de 1000 décès à 550 (soit une baisse de 45%). D'autres pays comme le Burkina Faso avec une chute de 770 à 560 décès (soit une baisse de 27,27%) et la Guinée Bissau, avec une baisse de 1200 à 1000 décès (soit une chute de 16,66%) au cours de la même période, ont fait des progrès relativement faibles. Par contre, certains pays n'ont fait aucun progrès en matière de réduction de la mortalité maternelle à l'exemple du Gabon, où la mortalité maternelle estimée à 260 décès n'a pas varié entre 1990 et 2008. Cette situation est d'autant plus préoccupante que l'OMS, l'UNICEF et le FNUAP ont formé en 2009, un partenariat avec les ministres de la santé de l'Union Africaine ainsi qu'avec les organisations bilatérales et non gouvernementales pour lancer une campagne pour la réduction accélérée de la mortalité maternelle en Afrique.

En Côte d'Ivoire, la situation de la femme enceinte n'est pas plus reluisante. La santé maternelle ne s'est pas significativement améliorée. Pour preuve, la mortalité maternelle pour 100 000 naissances vivantes est passée de 690 en 1990 à 597 en 1994 (EDS-CI,

1994) ; elle est de 543 en 2005 (EIS, 2005) et elle s'élève en 2008 à 470, soit une baisse de 31,88% en moyenne sur la période 1990-2008. Ces décès, pour la plupart des cas, sont dus à des hémorragies, des infections (cancer du col de l'utérus), des avortements à risque, des dystocies, des troubles hypertensifs ou au paludisme. Les hémorragies expliquent pour 50% les décès des femmes enceintes et le paludisme représente 36% des causes d'hospitalisation de ces dernières. En ce qui concerne les avortements, l'on note que la proportion des jeunes filles y recourant augmente avec l'âge : cette proportion varie de 1% chez les filles de 12-14 ans, à 8% chez les filles de 15-19 ans pour atteindre 18% chez celles de 20-24 ans. A ces causes, il convient d'ajouter le faible niveau de planification familiale dans la mesure où seul 13% des femmes en union recourent à une méthode moderne de contraception (MICS, 2006).

En dépit des efforts entrepris par l'Etat de Côte d'Ivoire par la construction de maternités et par la mise en place d'un programme national de santé de la reproduction dont le but est de réduire la morbidité et la mortalité maternelle, la surveillance de la grossesse et du processus d'enfantement est faible et le recours aux services de santé maternelle par la femme enceinte diminue à mesure de l'évolution de la grossesse. Selon Vroh Bi et al., (2009) l'assistance médicale à l'accouchement demeure faible (45,4% en 1994, 46,8% en 1998 et 56% en 2005) et le niveau d'utilisation des services prénatals qui variait de 84% pour les premières consultations prénatales (CPN1) à 35,6% pour les quatrièmes consultations prénatals (CPN4) et plus en 1998-99, n'est passé en 2005, que de 85% pour les CPN1 à 45% pour les CPN4 et plus. Cette situation suscite bien des interrogations scientifiques ayant des implications programmatiques aux rangs desquelles figure l'accessibilité des services de santé maternelle comme une exigence importante du développement humain en Côte d'Ivoire

Notre étude se propose de clarifier la problématique de la sous utilisation des services de soins prénatals en analysant l'influence des facteurs susceptibles de conditionner l'utilisation

des services de santé maternelle par la femme enceinte en Côte d'Ivoire. De façon spécifique, il s'agira :

1. D'estimer l'impact des caractéristiques sociodémographiques (âge, niveau d'éducation, état matrimonial, taille du ménage et religion) sur la décision de la femme enceinte à recourir au service de soins maternels;
2. D'estimer l'influence des caractéristiques économiques (le revenu du ménage et le tarif de consultation et les frais de transport) sur l'utilisation des services de santé par la femme enceinte.

L'article est structuré en trois parties. La première partie fait une synthèse de la littérature en mettant en évidence les conclusions majeures des travaux antérieurs sur les liens entre les caractéristiques sociodémographiques et économiques des ménages et le pourvoyeur de soins. La deuxième partie présente l'approche méthodologique avec un accent sur les données utilisées et le modèle économétrique. Enfin nous terminons dans la troisième partie par une validation empirique et une discussion sur les implications des résultats.

2. Revue de littérature

La problématique des déterminants de la demande soins prénatals s'inscrit dans la dynamique plus générale de l'analyse des comportements en matière de santé qui postule que l'utilisation d'un service de santé est guidé par les besoins des patients et par les conditions de vie de ceux-ci (Gertler et Gaag, 1990 ; Gilson, 1997 ; Kermani, 2008, etc.) ; mais qu'en plus, l'utilisation d'un service de santé crée des externalités qui renforce l'usage ultérieure d'autres services (Hotchkiss et al. 2005). Ainsi, l'on note que des circonstances telles que les accidents, les grossesses et les maladies infectieuses déterminent significativement la décision de demander des soins médicaux.

Les travaux conviennent de l'existence d'une corrélation négative entre l'utilisation des services de soins médicaux et des facteurs sociodémographiques (tels que la distance pour

accéder au centre de santé, l'absence ou la mauvaise qualité des moyens de transport, le manque de médicaments dans les centres de santé, l'accueil, le temps d'attente à l'hôpital, etc.) ; mais sont assez divergents quant à l'influence des facteurs économiques tels que la tarification des utilisateurs des services de santé. A cet égard, les réflexions de Gilson (1997) concluent qu'il existe une inélasticité entre la demande et le prix des soins et de même qu'entre la demande et le revenu du patient. Par conséquent, pour eux, étant donné qu'il n'y a aucune corrélation significative entre les tarifs pratiqués, le revenu du ménage et la demande de services de santé, les populations sont disposées à payer les soins de santé quel qu'en soit le prix. Par contre, les travaux de Gertler et Gaag (1990) montrent qu'il existe bien une corrélation significative entre la demande et les tarifs hospitaliers et que celle-ci varie selon l'âge du patient (enfant ou adulte) et selon la tranche de revenu du ménage. Yates et al. (2006), Kermani (2008) et plus récemment Tiehi (2012) dans leurs travaux respectifs, confirment cette relation négative entre le prix de la consultation et le taux d'utilisation des services de santé (publics ou privés).

Néanmoins, en dépit de leurs divergences, ces études s'accordent sur le fait que l'utilité d'introduire ou d'accroître les coûts d'accès aux soins (en particulier le tarif) des usagers comme moyen de mobilisation des ressources pour le financement du système de santé devrait tenir compte de la situation de chaque pays et plus particulièrement, de la situation des groupes d'individus les plus vulnérables.

Particulièrement (au départ fragmentaires et peu abondantes), les études consacrées essentiellement à l'utilisation des services de santé maternelle, dans les pays en développement, se sont progressivement développées (De Allegri et al. 2011; Rani et al. 2008 ; Barber 2006). Certainement du fait, qu'au-delà de leur rôle traditionnel de détection des facteurs de risque, les soins prénatals permettent d'éduquer les femmes sur le bien fondé de l'accouchement médicalisé (Campbell et Graham, 2006 ; Ronmans et al. 2003). Dans les pays en développement (en Afrique en particulier) ce rôle n'est pas bien perçu. Les femmes n'y bénéficient pas systématiquement d'un suivi durant leur grossesse ou d'une

assistance au moment de l'accouchement (Beninguisse et al. 2005) et la première consultation prénatale est tardive pour la plupart des cas ; les adolescentes et les femmes multipares en manifestent moins le besoin (Pap et al. 2005). Au nombre des femmes qui effectuent au moins une visite prénatale dans un centre de santé maternelle, l'on observe une forte déperdition entre les visites subséquentes, conséquence de l'analphabétisme élevé au niveau des femmes enceintes ou de l'influence de la culture (le refus d'être ausculté par un médecin de sexe masculin).

3. Méthodologie

Cette section fait d'abord une description des variables, présente ensuite les caractéristiques de l'échantillon et enfin expose le modèle économétrique, base de l'estimation de l'influence des facteurs déterminants la décision de la femme enceinte.

3.1. Source des données et description des variables

Les données sont issues de l'Enquête Niveau de Vie de 2008 (ENV 2008) de l'Institut National de la Statistique (INS) de Côte d'Ivoire. L'ENV 2008, comme celles qui l'ont précédée en 2002 et 1998, vise globalement à appréhender les conditions de vie des ménages ivoiriens. Cette enquête a concerné 16 200 ménages avec un effectif de 59700 individus de tous âges vivant à domicile. Le questionnaire couvre un certain nombre d'informations sociodémographiques (composition du ménage, niveau d'éducation, lieu de résidence, revenu), une description des conditions de vie (équipement de la maison, accès aux infrastructures techniques) ainsi que des données sur l'état de santé et l'accès aux soins de santé. De cet effectif d'individus enquêtés, nous avons extrait les femmes enceintes, soit un effectif total de 356 femmes qui ont déclarées avoir eu recours à des soins en première consultation prénatale.

Les recours médicaux sont regroupés en alternatives médicales représentants les principales options qui s'offrent à la femme qui attend un enfant : (i) *Soins traditionnels*, (ii) *Soins publics*, (iii) *Soins privés*. Ces alternatives médicales représentent la variable dépendante du modèle à estimer, elle comporte donc trois modalités non ordonnées et mutuellement exclusives. Les variables sont constituées d'un ensemble de facteurs sociodémographiques (âge, taille du ménage, niveau d'éducation, situation matrimoniale, et religion) et de facteurs économiques (le revenu du ménage et le coût monétaire d'accès).

3.2. Caractéristique de l'échantillon

Tableau 1: Distribution des ménages selon le pourvoyeur choisi

	Observations	Fréquence	Pourcentage
Soins traditionnels	356	48	13,48%
Soins publics	356	220	61,80%
Soins privés	356	88	24,72%

Interrogées sur le type d'alternative médicale choisie en première consultation prénatale, nous notons que les femmes enceintes ont eu recours en majorité aux services de santé publique (61,80%), suivis des établissements privés de soins (24,72%). Le recours aux soins traditionnels comme première consultation représente 13,48% de l'échantillon (Tableau 1).

Tableau 2: coût monétaire moyen d'accès au pourvoyeur de soins

	Observations	Moyenne	Ecart-type	Min	Max
<i>Tarif de consultation</i>					
Soins traditionnels	356	1556,93	2533,56	50	25000
Soins publics	356	2281,36	2396,65	100	17000
Soins privés	356	5710,16	3757,26	100	20000
<i>Frais de transport</i>					
Soins traditionnels	356	486,60	811,67	50	5000
Soins publics	356	803,16	876,26	50	5000
Soins privés	356	1158,94	1394,49	50	7000

Les coûts monétaires d'accès aux pourvoyeurs de soins sont en moyenne de 1557 FCFA pour les soins traditionnels ; de 2281 FCFA en cas de choix des soins publics et de 5710 FCFA lorsque l'on recourt au praticien privé moderne. Quant aux frais de transport pour accéder au pourvoyeur de soins traditionnels, aux praticiens publics ou aux praticiens modernes privés, ils s'élèvent en moyenne respectivement à 486 FCFA, 803 FCFA et 1158 FCFA. Comparativement aux soins modernes (publics et privés) le coût d'accès (tarif de consultation et frais de transport) aux soins traditionnels est relativement plus faible. Cependant, l'on note que cette alternative médicale n'attire que très peu de femmes dans le cas d'une première consultation prénatale.

Tableau 3: Caractéristiques sociodémographiques et économiques des ménages

Variables	Observatio ns	Soins traditionnels	Soins publics	Soins privés
<i>Revenu</i>	356	83085,71 (51457,95)	106949,9 (81605,09)	315401,8 (275661,1)
<i>Age</i>	356	27,54 (8,62)	25,41 (6,63)	26,30 (6,87)
<i>Taille du ménage</i>	356	6 (3,02)	5,83 (4,67)	5,62 (3,71)
<i>Education</i>	356			
	Non scolarisée	45,22%	24	102
	Primaire	14,04%	4	34
	Collège	15,17%	7	34
	Lycée	20,79%	11	45
	Supérieur	4,78%	2	5
<i>Situation maritale</i>	356			
	Mariée	30,90%	20	65
	Célibataire	57,58%	23	128
	Divorcée/V euve	11,52%	5	27
<i>Résidence</i>	356			
	Rural	30,62%	21	69
	Urbain	69,38%	27	151

Comparativement aux services publics et aux centres privés où le revenu moyen des ménages y ayant eu recours est respectivement de 106949 FCFA et 315401 FCFA, le revenu moyen des utilisateurs des soins traditionnels est de 83085 FCFA. Par ailleurs, bien que les écarts ne soient pas importants, l'on note tout de même que la moyenne d'âge (27,54 ans) des femmes enceintes qui ont eu recours aux soins traditionnels est plus élevée que celle des femmes qui ont utilisées les services de santé publics et les établissements privés de soins. De même, les femmes issues des familles nombreuses ont en moyenne plus recours aux soins traditionnels en première consultation prénatale.

L'autre caractéristique de cet échantillon est que 45,22% des femmes sont analphabètes ; 14,04% ont fait le cycle primaire, 15,17% ont le niveau collège et 20,79% ont fait une classe du lycée ; seule une très faible proportion (4,78%) ont fait des études universitaires. Enfin, nous constatons qu'une forte proportion (69,38%) des femmes vit dans les zones urbaines et que plus de la moitié de ces femmes (57,28%) sont célibataires.

3.3. Spécification du modèle

Notre approche s'inspire, comme l'ensemble des analyses précédentes, des travaux de Gertler et al (1987) et Gertler et Gaag (1990) et le modèle est celui utilisé par Akin et al (1995) et Mwabu et al (2003). Partant de l'hypothèse que l'individu (le patient) est rationnel, il choisira l'alternative qui lui procure le meilleur niveau d'utilité U_i parmi l'ensemble des p choix possibles. Formellement, on note U_{ij} l'utilité que retire un individu i qui reçoit les soins d'un type d'offreur j . En l'absence d'information spécifique sur chacune des alternatives (telles que le tarif de consultation par exemple), cette utilité est définie comme suit :

$$U_i = X_i \beta_j + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

pour $1 \leq j \leq p$

Dans cette équation, X_i est la matrice des variables explicatives propres à chaque individu et ne varie pas entre les alternatives, elle représente la composante observable de la fonction d'utilité. Le terme ε_{ij} représente la composante stochastique qui capture la part inobservée de l'utilité. Sous forme matricielle, l'équation se présente comme suit :

$$\begin{bmatrix} U_{i1} \\ U_{i2} \\ \dots \\ U_{ip} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_i & 0 & \dots & 0 \\ 0 & X_i & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & \dots & 0 & X_i \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \dots \\ \beta_p \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{i1} \\ \varepsilon_{i2} \\ \dots \\ \varepsilon_{ip} \end{bmatrix} \quad (2)$$

Etant donné que l'utilité ne peut être observée, on s'intéresse à la probabilité qu'une alternative j soit choisie par rapport aux autres alternatives. L'individu choisit l'alternative j si l'utilité qu'il en retire est supérieure à celle de toutes les autres alternatives.

$$y_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{si } U_{ij} > U_{ik} \forall k \neq j \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad (3)$$

Pour un individu i , sa probabilité de choisir l'alternative j est égale à :

$$P(y_{ij} = 1) = P(U_{ij} > U_{ik}, \forall k \neq j) \quad (4)$$

Cette probabilité est conditionnée par la nature de la distribution suivie par les aléas ε_{ij} . En considérant que ε_{ij} est normalement, identiquement et indépendamment distribué ($\varepsilon_{ij} \sim \mathcal{N}(0, \Omega)$ avec Ω une matrice de covariances $p \times p$ sans restriction d'indépendance des aléas entre alternatives), le modèle défini caractérise le modèle probit multinomial (Hausman et Wise, 1978). Ce modèle est plus adapté dans le cas d'alternatives similaires ou

proches (comme le choix d'une alternative médicale), et l'hypothèse IIA¹ se révèle peu crédible, dans la mesure où, l'absence d'une alternative risque d'avantager celle qui lui est semblable (Hausman et Wise, 1978). Sous les hypothèses de normalité des termes d'erreur et d'homoscédasticité (Rudolph, 2003), le modèle se réécrit alors en termes de différentielles d'utilités en prenant l'alternative « *automédication* » comme référence :

$$U_i^* = U_{ij} - U_{i1} = X_i(\beta_j - \beta_1) + (\varepsilon_{ij}^* - \varepsilon_{i1}^*) = X_i\beta_j^* + \varepsilon_{ij}^* \quad (5)$$

où

$$(\varepsilon_2^*, \varepsilon_3^*) \rightarrow \mathcal{N}\left(\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \Omega\right) \text{ avec } \Omega = \begin{bmatrix} 1 & \sigma_{12} \\ \sigma_{21} & 1 \end{bmatrix}$$

Les coefficients dans les modèles de choix discrets n'ont pas d'interprétation économique directe, en raison du problème de la normalisation de la variance résiduelle. C'est pourquoi, l'on calcule les effets marginaux c'est-à-dire, la sensibilité de la probabilité de l'événement ($y_i = 1$) par rapport à des changements des variables exogènes pour donner un sens aux résultats obtenus.

$$\rho_j = \frac{\delta P_j}{\delta x_i} = P_j \left[\beta_j - \sum_{k=0}^j P_k \beta_k \right] = P_j [\beta_j - \beta] \quad (6)$$

La particularité de l'effet marginal c'est qu'à la différence du modèle linéaire (où l'effet marginal est constant), cet effet varie désormais en fonction du point à partir duquel il est apprécié.

¹ Cette propriété est connue sous le terme anglo-saxon de « Independence of Irrelevant Alternatives ». Elle implique que l'élasticité-croisée de la probabilité de choisir une alternative j plutôt qu'une alternative k quelque soit les éléments du vecteur x_i est la même pour tout $k \neq j$.

4. Résultats

Tableau 4: Coefficients

	Soins publics		Soins privés	
	Coefficients	t-std	Coefficients	t-std
Variables spécifiques aux alternatives médicales				
<i>Tarif de consultation (Log)</i>	0,2791***	2,83	0,2791***	2,83
<i>Tarif de consultation² (Log²)</i>	- 0,0860**	-1,97	- 0,0860**	-1,97
<i>Frais de transport (Log)</i>	- 0,7154***	-4,90	- 0,7154***	-4,90
Variables spécifiques aux ménages				
<i>Revenu (Log)</i>	0,0859	0,73	0,3521***	2,74
<i>Hsize</i>	- 0,3272**	-2,25	- 0,3788**	-2,28
<i>Age</i>				
36 - 48	ref,	ref,	ref,	ref,
26 - 35	0,5394	1,17	0,0338	0,07
20 - 25	0,3833	0,85	- 0,0255	- 0,05
15 - 19	0,3285	0,65	- 0,3933	- 0,68
<i>Education</i>				
Supérieur	ref,	ref,	ref,	ref,
Lycée	1,0580	1,11	- 0,8948	- 0,81
Collège	0,8542	0,85	- 1,0191	- 0,89
Primaire	1,3413	1,39	- 0,8308	- 0,74
Non scolarisée	0,4537	0,49	- 1,0826	- 1,44
<i>Résidence</i>				
Rural	ref,	ref,	ref,	ref,
Urbain	0,6671**	2,18	0,9449***	2,56
<i>Situation maritale</i>				
Divorcée/veuve	ref,	ref,	ref,	ref,
Mariée	- 0,6820	- ,41	- 0,8008	- 1,44
Célibataire	0,1093	0,22	- 0,0851	- 0,16

Alternative de référence: Soins traditionnels

(***) Significativité à 1%,

(**) Significativité à 5%,

(*) Significativité à 10%.

En considérant les soins traditionnels comme l'alternative médicale de référence, nous notons que les coûts monétaires d'accès (le coût de transport et le tarif de consultation) aux praticiens modernes (publics ou privés) sont significatifs dans la décision des femmes enceintes. Ces résultats dégagent un fait majeur. En effet, contrairement à la plupart des travaux sur la demande de soins de santé, concluant à l'existence d'une corrélation négative entre le tarif des soins et la fréquentation, notre étude révèle que la demande de soins prématernels évolue positivement avec l'augmentation des tarifs de consultations et cela jusqu'à un seuil au-delà duquel toute augmentation du tarif entraîne une baisse de la

fréquentation des services de santé. Quant au revenu du ménage, il n'apparaît déterminant qu'en cas de choix des soins modernes privés. Enfin, nous observons que comparativement aux ménages ruraux, les femmes des ménages citadins ont une préférence plus forte pour les soins modernes (publics et privés).

Tableau 5: Effets marginaux

	Soins traditionnels Prob.= 0,0834		Soins publics Prob.= 0,6850		Soins privés Prob.= 0,2316	
	Effet marginal	t-std	Effet marginal	t-std	Effet marginal	t-std
Variables spécifiques aux alternatives médicales						
<i>Tarif consultation (Log)</i>						
Soins traditionnels	0,0334***	2,30	- 0,0219***	- 2,65	- 0,0115	- 1,10
Soins publics	- 0,0219***	- 2,65	0,0774***	3,02	0,0554***	- 2,81
Soins privés	- 0,0115	- 1,10	0,0554***	- 2,81	0,0669***	2,41
<i>Tarif consultation (Log²)</i>						
Soins traditionnels	- 0,0103	- 1,57	0,0067**	2,02	0,0035	- 0,89
Soins publics	0,0067**	2,02	- 0,0238*	- 1,89	0,0171*	1,76
Soins privés	0,0035	0,89	- 0,0171*	- 1,76	- 0,0206	- 1,56
<i>Frais de transport (Log)</i>						
Soins traditionnels	- 0,0857***	- 5,87	0,0562***	3,92	0,0294	1,48
Soins publics	0,0562***	3,29	- 0,1983***	- 6,48	0,1431***	6,13
Soins privés	0,0294	1,48	0,1421***	6,13	- 0,1716***	- 6,17
Variables spécifiques aux ménages						
<i>Revenu (Log)</i>	- 0,0082	- 1,03	- 0,0359**	- 1,99	0,0441***	2,82
<i>Hhsiz_e</i>	0,0023	0,73	0,0058	0,88	- 0,0082	- 1,29
<i>Age</i>						
36 - 48	ref,	ref,	ref,	ref,	ref,	ref,
26 - 35	- 0,0578	- 0,86	0,1750**	2,23	- 0,1172*	- 1,71
20 - 25	- 0,0520	- 1,31	0,1537**	1,97	- 0,1017	- 1,53
15 - 19	- 0,0370	- 0,93	0,1920***	2,50	- 0,1549***	- 2,43
<i>Education</i>						
Supérieur	ref,	ref,	ref,	ref,	ref,	ref,
Lycée	- 0,0527	- 1,06	0,3217***	2,94	- 0,2689***	- 3,37
Collège	- 0,0378	- 0,55	0,2941***	2,73	- 0,2562***	- 3,74
Primaire	- 0,0614	- 1,20	0,3333***	3,88	- 0,2718***	- 4,66
Non scolarisée	0,0239	- 0,31	0,3842***	2,47	- 0,4082***	- 3,32
<i>Résidence</i>						
Rural	ref,	ref,	ref,	ref,	ref,	ref,
Urbain	- 0,1142**	- 2,06	0,0254	0,38	0,0888	1,55
<i>Situation maritale</i>						
Divorcée/veuve	ref,	ref,	ref,	ref,	ref,	ref,
Mariée	0,0784	1,17	- 0,0589	- 0,62	- 0,0195	- 0,24
Célibataire	- 0,0059	- 0,12	0,0684	0,78	- 0,0594	- 0,77

(***) Significativité à 1%,

(**) Significativité à 5%,

(*) Significativité à 10%.

Le tableau 5 présente les effets marginaux des déterminants de la décision des femmes d'utiliser une alternative médicale en première consultation prénatale. Ces effets marginaux sont issus de l'estimation du modèle multinomial probit. La probabilité estimée de la décision des femmes enceintes d'avoir recours à une consultation est de 8,33% pour un pourvoyeur traditionnel ; de 68,50% dans un centre de santé public et de 23,16% dans un établissement privé de soins. Ce résultat est intéressant en ce sens qu'il confirme le constat de l'importance accordée aux soins modernes (publics ou privés) par rapport aux soins traditionnels ; ces derniers étant généralement considérés par les parturientes comme des recours à risque et à résultats incertains. Outre les probabilités de recours aux pourvoyeurs, les autres résultats majeurs de cette étude sont relatifs à l'influence du tarif de consultation, du coût de transport, du revenu du ménage, de l'âge de la femme, du niveau d'instruction de cette dernière et de son milieu de résidence.

Le tarif de consultation : Le coefficient est positif et statistiquement significatif pour les soins traditionnels et les soins modernes. Ce résultat s'oppose aux conclusions traditionnelles de Getler et al (1987 ; 1990) et réaffirmées plus récemment par Kermani et al (2008) et Tiehi (2012) ; lesquelles (conclusions) établissent une élasticité négative entre la demande de soins et le prix pratiqué par les pourvoyeurs. Notre résultat conforte celui de Mariko (2003) qui révèle que si l'on tient compte de la gravité de la maladie, de la nature des soins recherchés, de la qualité et de la vulnérabilité du patient, l'augmentation des tarifs d'accès aux soins n'affecte pas leur utilisation. Mieux, nos résultats montrent également que la demande de soins prénatals n'est pas une fonction strictement croissante du tarif, et qu'en dépit de sa vulnérabilité, la femme enceinte n'est indifférente à l'augmentation du tarif de consultation. En effet, l'introduction du carré du tarif laisse apparaître qu'il existe un seuil au-delà duquel toute augmentation du tarif se solde par une baisse significative de la demande ; en témoigne, l'effet positif du tarif de consultation sur la demande de soins traditionnels (une augmentation des prix des soins dans le secteur moderne entraîne une réorientation de la demande vers les guérisseurs traditionnels et l'automédication).

Les frais de transport : les coûts de transport exercent une influence négative sur le recours aux soins de santé quel qu'en soit le type. Les coûts de transport diminuent ainsi de façon significative la demande de soins prénatals ; la probabilité (au seuil de 1%) chute de 0,0857 pour les soins traditionnels, de 0,1983 pour les soins publics et de 0,1716 pour les soins privés. Ce résultat est révélateur du fait que le coût du transport (assimilable à la distance d'accès au pourvoyeur de soins) est un facteur important dans la décision des femmes enceintes. Aussi, bien plus que le tarif de la consultation, l'arbitrage du ménage quant au choix du type de soins, est d'abord conditionné par les frais de déplacement entre le lieu d'habitation et le centre de soins.

Le revenu du ménage : le revenu est positif et statistiquement significatif (0,0441 au seuil de 1%) dans la décision de recourir aux consultations prénatales dans les établissements de soins privés. A l'opposé, l'effet du revenu est négatif sur la demande de CPN dans les centres de santé publics (- 0,0359 au seuil de 5%). Ce résultat montre que les femmes issues de ménage riches ont une forte préférence pour les établissements privés. Le revenu du ménage augmente donc (avec un effet plus robuste) la probabilité de recourir aux centres privés de soins. En d'autres termes, l'accroissement des ressources des ménages est un déterminant important de l'accès des femmes enceintes aux soins de santé fournis par des prestataires privés modernes. Ce résultat atteste l'une des conclusions de Shaw et Griffin (1995) selon laquelle, les individus de condition aisée acceptent plus volontiers de payer pour des services plus coûteux, qu'ils considèrent comme étant de meilleures qualités.

L'âge : En référence aux femmes plus âgées (celles dont l'âge se situe entre 36 et 48 ans), les autres femmes en âge de procréer ont une préférence plus prononcé pour les soins modernes publics. Parallèlement, quand bien qu'elles soient toutes moins enclines à recourir aux services de soins privés, seules les femmes plus jeunes (entre 15 et 19 ans) présentent une probabilité plus significative (- 0,1549 au seuil de 1%) de ne pas y recourir. Cette situation est révélatrice de la pauvreté qui caractérise cette tranche d'âge. En effet, en Côte

d'Ivoire, les adolescentes sont néanmoins économiquement indépendantes et pour la plupart elles sont sous la tutelle de leurs parents ou contraintes à un mariage avec une personne plus âgée et bien souvent polygame. Dans ces conditions, lorsqu'elles tombent enceintes, de peur des risques de complication, elles se détournent des soins traditionnels (jugés peu crédibles) et de soins privés (trop chers) pour s'orienter vers les services de soins publics.

Le niveau d'éducation : Le niveau d'instruction des femmes affecte la demande de soins prénatals. Cette influence est positive dans le cas de recours aux CPN dans les centres de santé publics et négative pour les services de soins privés. Précisément, l'on note que comparativement aux femmes ayant fait des études universitaires, celles de niveau d'instruction inférieur ont une aversion pour les centres de santé privé. A titre d'exemple, la probabilité de recourir aux soins modernes privés diminue (-0,2718 au seuil de 1%) pour les femmes ayant fait au moins une classe du cycle primaire alors que cette probabilité augmente (0,3333 au seuil de 1%) pour cette même catégorie de femmes en cas de recours aux CPN dans les établissements publics.

Le lieu de résidence : Comparativement aux femmes des zones rurales, celles de zones urbaines ont une très forte aversion pour les pourvoyeurs traditionnels et la probabilité d'y recourir baisse significativement (-0,1142 au seuil de 5%). Ce résultat corrobore l'effet négatif des frais de transport (et par extension l'effet de la distance). En effet, dans les zones urbaines ivoiriennes, la proximité des centres de soins prénatals font des alternatives traditionnelles des recours non pertinents pour les femmes ; ce qui n'est pas le cas en zones rurales. Dans ces zones, l'accessibilité géographique vient accentuer les contraintes financières liées à la grande pauvreté des populations rurales, de sorte que la médecine traditionnelle est en réalité la seule alternative qui s'offre aux femmes.

Conclusion

La question de l'utilisation des services de consultations pré-natales reste majeure dans la définition de politiques sanitaires en Côte d'Ivoire. En effet, dans ce pays, la surveillance de la grossesse et du processus d'enfantement est faible et le recours aux services de santé maternelle par la femme enceinte diminue à mesure de l'évolution de la grossesse. Comment expliquer qu'en dépit des efforts pour faciliter l'accessibilité géographique aux soins de santé moderne, le taux de consultations pré-natales demeure en dessous des attentes des gouvernants alors que les pratiques traditionnelles persistent?

C'est à cette interrogation que veut répondre cette étude dont l'objectif est de capter l'influence des facteurs susceptibles de conditionner l'utilisation des services de santé maternelle par la femme enceinte en Côte d'Ivoire. Pour ce faire, notre approche fondée sur une démarche empirique, utilise un modèle probit multinomial pour estimer les coefficients des déterminants de la décision de la femme enceinte dans le cas d'une première consultation pré-natale.

Quatre résultats majeurs se dégagent des estimations. (i) Les tarifs de consultation ont un impact positif sur la décision des femmes de recourir aux soins publics ou aux soins traditionnels. Ce résultat traduit l'importance que les femmes en état de procréer accordent aux soins de santé ; le tarif de consultation ne constitue donc pas une limite significative dans la prise de décision de ces dernières mais il présente un seuil au delà duquel les femmes se détourneraient des services de consultation. Par contre, les frais de transport qui sont une composante essentielle de l'accessibilité financière limite la décision de la femme enceinte. Aussi, les femmes issues des ménages pauvres trouvent-elles dans les soins traditionnels un substitut parfait, lorsque le coût d'accès à ces soins (publics) augmente. (ii) Le second résultat majeur est que l'élasticité revenu de la demande de soins privés est positive, confirmant ainsi que les femmes issues des ménages riches où celles dont le revenu augmente ont une plus forte préférence pour les soins privés. (iii) Ensuite, le

troisième constat important est que les adolescentes une forte propension de ne pas recourir aux soins privés lorsqu'elles tombent enceintes. (iv) Enfin, en référence aux femmes ayant fréquentées un établissement d'enseignement supérieur, les femmes de niveau de scolarisation plus faible présentent une probabilité plus forte de recourir aux soins modernes publics.

Ces résultats soulèvent deux problèmes essentiels: celui de la pauvreté de la femme et celui de l'éducation de la jeune fille. En conséquence, une amélioration de l'accessibilité aux soins modernes passe par la mise en place de mécanismes pertinents de réduction de la dépendance économique de la femme et une amélioration des conditions de scolarisation afin de lui permettre de mieux arbitrer lors des décisions relatives aux consultation prénatales.

Références

- Akin J. S., Guilkey D. K., Denton H. E. (1995), Quality of services and demand for health care in Nigeria: a multinomial probit estimation, *Social Science and Medicine*, vol. 40, n°11, 1527–1537.
- Barber S.L. (2006) Does the Quality of Prenatal Care Matter in Promoting Skilled Institutional Delivery? A Study in Rural Mexico, *Maternal and Child health Journal*, n°10, 419-425.
- Beninguissé G., Nikiéma B., Fournier P., Haddad.S. (2005) L'accessibilité culturelle: une exigence de la qualité des services et soins obstétricaux en Afrique, *African Population Studies* n°19, 243-266.
- Campbell, O.M.R., Graham. W.J. (2006) Strategies for reducing maternal mortality: getting on with what works, *Lancet*, n°386, 284-1299.
- De Allegri M., Ridde V., Louis V.R., Sarker M., Tiendrebéogo J., M. Yé, Müller O., Jahn A. (2011) Determinants of Utilisation of Maternal Care services After the Reduction of User fees : A Case Study From Rural Burkina Faso, *Health Policy*, n° 99, 210-218.
- EDS-CI (1994) Enquête Démographiques et de Santé, Côte d'Ivoire.
- EIS-CI (2005) Enquête sur les Indicateurs du SIDA, Côte d'Ivoire.
- Gertler P., Locay L., Sanderson W. (1987) Are user fees regressive? The welfare implication of health care financing in Peru, *Journal of Econometrics*, vol. 36, 67-88
- Gertler P., Van Der Gaag J. (1990) *The willingness to pay for medical care: Evidence from two developing countries*, Johns Hopkins University Press, 139 p.
- Gilson L, (1997) The lessons for user fee in Africa, *Health policy and Planning*, vol. 12, 273-285.

Hausman J.A., Wise D.A. (1978) A conditional probit model for qualitative choice: discrete decisions recognizing interdependence and heterogeneous preferences, *Econometrica*, vol. 46, n°2, 403-426.

Hotchkiss D.R., Rous J.J., Seiber E.E., Berruti A.A. (2005) Is Maternal and Child Health Service Use a causal Gateway to Subsequent Contraceptive Use? A Multi-Country Study, *Population Research and Policy Review*, n°24, 543-571.

Kermani M., Ghaderi H., Yousefi A. (2008) Demand for medical care in the urban areas of Iran: An empirical investigation, *Health Economics*, vol.,17, 849-862.

Mariko M. (2003) Quality of care and the demand for health services in Bamako, Mali: the specific roles of structural, process and outcomes components, *Social Science and Medicine*, vol. 56, 1183-1196.

MICS (2006) Enquête par grappes à indicateurs multiples, Suivi de la situation des enfants et des femmes en Côte d'Ivoire.

Mwabu G., Wang'Ombe J., Nganda B. (2003) The demand for health care in Kenya, *African Development Review*, vol. 15, n° 2-3, 439-453.

OMS (2010) Stratégie mondiale pour la santé de la mère et de l'enfant, Genève, OMS,

Pap Ndiaye et al., (2005) Déterminants socioculturels du retard de la 1ere consultation prénatale dans un district sanitaire au Sénégal, *Santé Publique*, vol. 17, n°4, 531–538.

Rani M., Bonu S., Harvey S. (2008) Differentials in the Quality of Antenatal Care in India, *International Journal for Quality in Health Care*, vol. 20, n°1, 62-71.

Ronsmans C., Etard J.F., Walraven G. (2003) Maternal Mortality and Access to Obstetric Services in West Africa, *Tropical Med Int Health*, n°8, 940-948.

Rudolph T.J. (2003) Who's responsible for the economy? The formation and consequences of responsibility attributions, *American Journal of Political Science*, vol. 47 n°4, 698-713.

Shaw R. P., Griffin C. C. (1995) *Le financement des soins de santé en Afrique subsaharienne par la tarification des services et l'assurance*, Banque mondiale, Washington, dc, coll. « Le développement en marche ».

Tiehi T. N. (2012) Demand for Child Healthcare in Côte d'Ivoire: A multinomial Probit Analysis, *International Review of Business Research Paper*, vol 8, n°6, 113-125.

Vroh Bi et al. (2009) Prévalence et déterminants des accouchements à domiciles dans deux quartiers précaires de la commune de Yopougon (Abidjan), Côte d'Ivoire, *Santé Publique*, vol. 21, n°5, 499–506.

Yates, J., Cooper R., Holland J. (2006) Social protection and health: experiences in Uganda, *Development Policy Review*, vol. 24, 339-356.