Document generated on 06/06/2025 7:06 a.m.

L'Actualité économique

GRATUITÉ DES SOINS ET UTILISATION DES SERVICES DE SANTÉ MATERNELLE – UNE ANALYSE D'IMPACT AU SÉNÉGAL

Gaston Brice Nkoumou Ngoa

Volume 96, Number 2, June 2020

URI: https://id.erudit.org/iderudit/1076510ar
DOI: https://doi.org/10.7202/1076510ar

See table of contents

Publisher(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (print)
1710-3991 (digital)

Explore this journal

Cite this article

Nkoumou Ngoa, G. B. (2020). GRATUITÉ DES SOINS ET UTILISATION DES SERVICES DE SANTÉ MATERNELLE – UNE ANALYSE D'IMPACT AU SÉNÉGAL. *L'Actualité économique*, *96*(2), 159–193. https://doi.org/10.7202/1076510ar

Article abstract

One year after its pilot phase, free childbirth and c-sections have been generalized in Senegal as in several West African countries despite the lack of verification of the causal impact of this measure on the use of maternal health services. The goal of this paper is to evaluate the short-term impact of the measure of free childbirth and c-section fees on the use of maternal health services in Senegal. Estimates using the double difference method (DID) were made using observational data from the fourth Demographic and Health Survey (DHS-IV). The econometric results did not reveal the expected positive effect of the free program in the short term. This result makes it possible to question the scaling up of this free healthcare policy at the national level one year later.

Tous droits réservés © HEC Montréal, 2021

This document is protected by copyright law. Use of the services of Érudit (including reproduction) is subject to its terms and conditions, which can be viewed online.

https://apropos.erudit.org/en/users/policy-on-use/

This article is disseminated and preserved by Érudit.

Érudit is a non-profit inter-university consortium of the Université de Montréal, Université Laval, and the Université du Québec à Montréal. Its mission is to promote and disseminate research.

https://www.erudit.org/en/

L'Actualité économique, Revue d'analyse économique, vol. 96, n° 2, juin 2020

GRATUITÉ DES SOINS ET UTILISATION DES SERVICES DE SANTÉ MATERNELLE – UNE ANALYSE D'IMPACT AU SÉNÉGAL*

Gaston Brice NKOUMOU NGOA
Université de Fribourg, Département d'Économie politique
Université de Dschang, Faculté des Sciences Économiques et de Gestion, CERME, REMA
gaston.nkoumoungoa@unifr.ch ou bnkoumou@yahoo.fr

RÉSUMÉ – Un an après sa phase pilote, la gratuité des accouchements et césariennes a été généralisée au Sénégal comme dans plusieurs pays d'Afrique de l'Ouest malgré l'absence de vérification de l'impact causal de cette mesure sur l'utilisation des services de santé maternelle. L'objectif de ce papier est d'évaluer l'impact à court terme de la mesure de gratuité des frais d'accouchement et de césarienne sur l'utilisation des services de santé maternelle au Sénégal. Les estimations à partir de la méthode des doubles différences (DID) ont été réalisées en faisant usage des données d'observations provenant de la quatrième Enquête Démographique et de Santé (EDS-IV). Les résultats économétriques n'ont pas permis de mettre en évidence l'effet positif attendu du programme de gratuité à court terme. Ce résultat permet d'interroger la mise à l'échelle au niveau national de cette politique de gratuité un an plus tard.

ABSTRACT – One year after its pilot phase, free childbirth and c-sections have been generalized in Senegal as in several West African countries despite the lack of verification of the causal impact of this measure on the use of maternal health services. The goal of this paper is to evaluate the short-term impact of the measure of free childbirth and c-section fees on the use of maternal health services in Senegal. Estimates using the double difference method (DID) were made using observational data from the fourth Demographic and Health Survey (DHS-IV). The econometric results did not reveal the expected positive effect of the free program in the short term. This result makes it possible to question the scaling up of this free healthcare policy at the national level one year later.

*Je tiens à remercier Philippe De Vreyer, Karine Marazyan et Sandrine Mesplé-Somps qui m'ont permis d'améliorer les premières versions de ce papier ainsi que les arbitres anonymes de la revue.

INTRODUCTION

En Afrique subsaharienne, y compris au Sénégal, les systèmes de santé, au lendemain des indépendances [1], fonctionnaient sur la base du modèle d'État social hérité de l'époque coloniale. Les soins offerts dans les établissements de santé publics étaient gratuits et pris en charge par les États. Au cours des années 1980, la part élevée des dépenses de santé dans le budget des gouvernements en a fait la cible des programmes d'ajustement structurel. Ces derniers ont poussé les gouvernements à limiter le financement du secteur de la santé en suscitant une remise en cause du système de fourniture gratuite des soins de santé. Avec l'Initiative de Bamako en 1988, les gouvernements d'Afrique subsaharienne se sont proposés, sous l'égide des instances internationales de l'Organisation des Nations Unies, de faire tarifer les soins dans les formations sanitaires publiques en faisant participer directement les usagers au financement des soins de santé (Gilson, 1997).

La participation financière des usagers aux soins de santé fait référence à un mécanisme de financement caractérisé par deux éléments à savoir sa réalisation au point d'usage du service et l'exclusion du partage de risque (Lagarde et Palmer, 2011). Elle traduit toutes les charges liées à la consultation, au médicament ou au matériel médical. Ces charges sont supportées par l'usager pour chaque service reçu au sein de l'établissement de santé. Mais dans certains cas, des visites de suivi médical peuvent être couvertes par le paiement initial effectué par le patient pour un même épisode de maladie (Lagarde et Palmer, 2011). Si la participation financière des usagers [2] aux soins de santé constitue un levier important du financement de la santé dans bon nombre de pays, le débat opposant libéraux et interventionnistes quant au financement individuel ou collectif de la santé perdure dans les pays pauvres. D'un côté, une conception égalitariste de la justice est mise en avant. Elle consiste à assurer à chacun le libre accès aux soins de santé que son état nécessite. Le financement obligatoire de la santé par la collectivité semble de ce point de vue mieux adapté. C'est dans cette logique que s'est inscrit l'objectif « santé pour tous » décidé par l'Organisation mondiale de la santé en 1977. D'un autre côté, une conception libérale de la justice suppose la responsabilité financière de l'usager du système de santé et met en jeu sa solvabilité (Tizio et Flori, 1997).

Si le débat sur le rôle de la participation financière des usagers dans les systèmes de santé reste d'actualité dans les pays en développement (Hatt *et al.*, 2013), son incidence sur l'accès des femmes aux services de santé maternelle devient également de plus en plus une préoccupation compte tenu de la situation de la santé maternelle dans ces pays. En effet, sur les 830 femmes qui meurent au quotidien de causes évitables liées à la grossesse et à l'accouchement, 99 % surviennent dans des pays en développement, dont 66 % en Afrique subsaharienne (OMS, 2016).

---

1. Les indépendances ont été acquises en Afrique subsaharienne à partir de 1957 au Ghana et ensuite dans les années 1960 pour la plupart.

2. Mwabu (1997) pour une revue des bases théoriques de la participation financière des usagers dans les services de santé.

Étant donné qu'en moyenne les femmes ont beaucoup plus de grossesses dans les pays en développement que dans les pays développés, le risque de mourir du fait d'une grossesse au cours de leur vie [3] est donc bien supérieur pour elles. Il est de 1 sur 4900 dans les pays développés, contre 1 sur 180 dans les pays en développement. Dans les pays connus pour leur fragilité, ce risque est de 1 sur 54. Il est considéré comme une conséquence de la faiblesse des systèmes de santé (OMS, 2016).

Le Sénégal, avec son niveau de fécondité élevé [4], comme la plupart des pays d'Afrique subsaharienne, reste marqué par un niveau de mortalité maternelle préoccupant. Quoique le ratio de mortalité maternelle soit passé de 434 à 392 décès maternels pour 100 000 naissances vivantes entre la période 1994-2005 et 2000-2011 ANSD et ICF International (2012), il reste encore très éloigné du troisième objectif du développement durable qui vise un niveau de 70 décès maternels pour 100 000 naissances vivantes d'ici 2030 (OMS, 2015). Malgré le fait que l'accouchement à domicile reste considéré comme un facteur majeur de la mortalité maternelle, près de trois naissances sur dix continuent à avoir lieu à domicile au Sénégal (ANSD et ICF International, 2012). Cette proportion est encore plus grande dans les ménages les plus pauvres, car seulement 40 % de femmes appartenant aux ménages pauvres ont accouché dans une structure de santé contre 98 % de femmes dans les ménages les plus riches. Aussi, quoiqu'une bonne prise en charge de l'accouchement soit considérée comme un élément clé dans la lutte contre la morbidité et la mortalité maternelle, 35 % d'accouchements se déroulent encore sans assistance par un personnel qualifié [5], avec des disparités affirmées entre les riches et les pauvres (ANSD et ICF International, 2012).

Au regard de la persistance de ratios élevés de mortalité maternelle au Sénégal, des progrès encore lents dans l'augmentation de l'assistance qualifiée à l'accouchement et de l'inégalité d'accès aux soins des femmes, le pays s'est engagé, comme la plupart des pays d'Afrique de l'Ouest, dans un processus de la gratuité de l'accouchement et des césariennes dans l'optique d'encourager les femmes à accoucher dans les formations sanitaires et d'être pris en charge par un personnel de santé qualifié. L'argument qui sous-tend ces politiques est qu'au-delà de la promotion de la santé maternelle et de l'équité, la politique de gratuité des soins obstétriques est une stratégie de réduction potentielle de la pauvreté, car elle favorise l'application des droits sexuels et reproductifs et permet d'éliminer les dépenses catastrophiques supportées par les ménages du fait de l'utilisation ses services de santé (Witter *et al.*, 2008).

---

3. Le risque de décès maternel sur la durée de la vie traduit la probabilité qu'une jeune femme décède un jour d'une cause liée à la grossesse ou à l'accouchement.

4. Bien que l'on observe une tendance baissière de la fécondité des femmes au Sénégal depuis 1986 (où une femme en moyenne arrivée en fin de vie féconde avait 6,6 enfants en moyenne contre 5,7 enfants en 1997 et 5 enfants en 2010-2011), le niveau de fécondité demeure élevé.

5. À l'instar d'un médecin, d'une sage-femme ou d'un infirmier. Ce chiffre est supérieur à l'objectif de 10 % d'accouchements non assistés par un personnel non qualifié fixé dans le cadre des OMD en 2015.

Depuis la mise en œuvre du programme de gratuité des accouchements et de la césarienne au Sénégal en janvier 2005, aucune étude à notre connaissance n'a permis de déterminer son effet causal sur l'utilisation des services de santé maternelle. Quelques études se sont intéressées auparavant à cette question en se limitant à l'approche d'évaluation avant-après (Witter *et al.*, 2010, 2008; Ministère de la Santé et de Prévention Médicale, 2007). Pourtant, les résultats de l'effet causal à partir de cette méthode restent critiqués dans la littérature puisqu'ils ne permettent pas de distinguer les effets propres à la gratuité des soins de ceux issus des facteurs externes à cette politique [6] (Manthalu *et al.*, 2016). Cette absence d'évidence rigoureuse sur l'impact de la gratuité des frais d'accouchement et de césarienne, commande d'évaluer son efficacité à partir des méthodes d'évaluations plus crédibles et moins critiquées dans la littérature, même si cette politique a déjà été étendue au niveau national depuis janvier 2006. L'objectif de cette recherche est d'évaluer donc l'impact à court terme [7] de la suppression des frais d'accouchement et de césarienne sur l'utilisation des services obstétricaux au Sénégal, spécifiquement sur l'utilisation des établissements de santé au moment de l'accouchement et sur l'accouchement assisté d'un personnel de santé qualifié.

Le reste de ce papier est organisé ainsi qu'il suit. La section 1 donne une justification du programme de gratuité ainsi que son processus de mise en œuvre. La section 2 présente la revue de la littérature, la section 3 décrit la méthodologie et la section 4 présente les données. Les résultats empiriques sont analysés dans la section 5. La section 6 discute des résultats pendant que la dernière section conclut.

1. Le programme de gratuité de l'accouchement et de la césarienne au Sénégal

Le programme de gratuité de l'accouchement et de la césarienne (PGAC) a été initié au Sénégal à la suite d'une décision présidentielle afin de réduire les obstacles financiers auxquels faisaient face les femmes démunies. L'objectif était d'améliorer l'accessibilité des femmes aux services de santé maternelle et d'augmenter ainsi le nombre d'accouchements réalisés dans les structures sanitaires. Cette stratégie visait à terme à réduire significativement le nombre de décès maternels et périnatals [8] dû principalement à la forte proportion des accouchements à domicile et non assistés par un personnel qualifié. L'une de raisons était

6. Par exemple, il pourrait avoir une amélioration des conditions économiques des ménages au même moment que la politique de gratuité des soins est implémentée. De ce point de vue, il y a des possibilités que l'utilisation accrue des soins obstétriques et néonataux soit due non seulement à la politique de gratuité, mais aussi à l'accroissement de la capacité des ménages à payer les services de santé. Ce raisonnement tient également si la politique de gratuité est mise en œuvre avec alors qu'une stratégie parallèle d'accroissement de l'offre des services de santé maternelle est développée.

7. Il s'agit de l'impact avant l'extension de la politique au niveau national.

8. Selon une étude publiée dans *The Lancet*, 40 % des décès de nouveau-nés pourraient être évités grâce à des interventions clés, bien connues, peu coûteuses et faciles à mettre en œuvre au moment de la naissance. Celles-ci comprennent l'assistance à l'accouchement par du personnel qualifié, les soins

que l'accouchement à domicile induit un retard dans la prise en charge des urgences obstétricales, lequel retard est aggravé entre autres par les difficultés liées à l'accessibilité financière des femmes aux soins de maternité du fait de la pauvreté.

Le PGAC a été initialement déployé au début de l'année (le 1er janvier) 2005 dans cinq régions pauvres du Sénégal à savoir Ziguinchor, Kolda, Tambacounda, Fatick et Matam. Il fut étendu à tous les hôpitaux régionaux du Sénégal (à l'exception de ceux de Dakar) un an plus tard. Le paquet de soins pris en charge dans le programme comprenait les accouchements normaux dans les postes de santé (PS) et dans les centres de santé (CS1) ainsi que les césariennes dans les hôpitaux régionaux (HR) et de district (CS2). Pour ce qui est du mécanisme de financement, le gouvernement procurait et distribuait via la Pharmacie Nationale d'Approvisionnement (PNA), des kits subventionnés contenant les fournitures de base pour les accouchements normaux. Ces kits offerts remplaçaient théoriquement les paiements effectués par les usagers sur le lieu d'accouchement. Pour ce qui est des césariennes, les hôpitaux régionaux effectuant des césariennes recevaient une rémunération de 55 000 FCFA [9] par opération. Une partie de cette rémunération était versée à l'avance sur la base des chiffres estimés sur le nombre de césariennes attendues. Cependant, si les estimations étaient dépassées, les frais supplémentaires étaient remboursés à l'hôpital régional par la suite. Pour les hôpitaux de district, il n'y avait pas de transfert d'argent, car la subvention se faisait sous forme de kits.

Toutes les formations sanitaires n'étaient pas concernées par le programme de gratuité. Seules les formations sanitaires publiques participaient au mécanisme de gratuité mis en place. Les cases de santé, situées au niveau communautaire, et dans lesquelles les accouchements sont effectués par les matrones [10] ne participaient pas au programme. Il en était de même pour les formations sanitaires du secteur privé et traditionnel (Witter *et al.*, 2010, 2008). Enfin, les dépenses de personnel additionnelles permettant de soutenir la motivation des professionnels de santé, face à une augmentation potentielle de la charge de travail dans les formations sanitaires publiques, n'ont pas été prises pour accompagner le programme de gratuité.

2. Revue de la littérature

La complexité du lien entre les prix et l'utilisation des services de santé a contribué à l'émergence d'une importante littérature opposant deux types d'auteurs. Le premier groupe considère que la demande de soins de santé est inélastique aux prix, c'est-à-dire que l'accroissement des prix des soins de santé n'en-

---

obstétricaux d'urgence, les soins immédiats au nouveau-né et la réanimation du nouveau-né (UNICEF, 2016).

9. 110$ US au moment de l'évaluation.

10. Les matrones qui assistent les sages-femmes sont recrutées dans la communauté et reçoivent une formation de 3 à 6 mois.

traîne pas une diminution de la demande santé (Deolalikar et Vashishtha, 1992; Mariko, 2003). Le deuxième groupe d'auteurs argue pourtant que la demande des services de santé est hautement sensible au niveau du prix. De ce point de vue, un accroissement marginal du prix est accompagné d'une baisse substantielle dans l'utilisation des services de santé et vice-versa (Akin et Hutchinson, 1999; Koch *et al.*, 2012). Plusieurs auteurs ont intégré l'aspect revenu dans l'explication de l'effet négatif entre les prix des soins et l'utilisation des soins. Ils expliquent que les ménages pauvres sont généralement très sensibles à de petites modifications des prix même pour des biens nécessaires tels que soins de santé (Gilson, 1997). Ainsi, lorsque les prix des soins de santé augmentent, le niveau d'utilisation des services de santé diminue (McPake *et al.*, 2011).

Pour ce qui est des études spécifiques sur l'utilisation des services de santé maternelle, la majeure partie des travaux aboutissent à un effet positif des politiques d'abolition des frais des soins. En effet, dans la région ghanéenne de Brong Ahago par exemple, Dzakpasu *et al.* (2012) ont montré que la gratuité des frais d'accouchement a donné lieu à un accroissement des accouchements réalisés dans les formations sanitaires, notamment chez les plus pauvres. Un résultat similaire avait déjà été obtenu dans le même pays par Penfold *et al.* (2007) qui trouvaient qu'après l'implémentation de la gratuité des soins, la probabilité d'accoucher dans une formation sanitaire s'est accrue significativement dans les régions du Centre et de la Volta. La plus grande proportion d'accouchements observés dans les formations sanitaires concernait les femmes pauvres (région de la Volta) et moins éduquées (Région du centre). Au Mali, El-Khoury *et al.* (2012) établissent que l'exemption des frais des soins supprime la barrière financière à l'accès aux services de santé maternelle, mais est insuffisante pour assurer un accès égal entre les différents groupes de richesses. Au Malawi également, Manthalu *et al.* (2016) obtiennent que la gratuité des soins dans les formations sanitaires confessionnelles a conduit significativement à un accroissement de 15 % de la proportion moyenne des femmes qui recourent à au moins une consultation prénatale durant leur grossesse, à un accroissement de 12 % du nombre moyen de visites prénatales et à un accroissement de 11 % de la proportion de femmes enceintes qui accouchent dans les formations sanitaires. Ce résultat est confirmé au Laos par Boudreaux *et al.* (2014) qui confirment la hausse du taux d'accouchements réalisés dans les hôpitaux qui participent au programme de gratuité des soins par rapport aux autres hôpitaux qui ne participent pas. De même, plusieurs études au Bénin et au Sénégal aboutissent à un accroissement des accouchements assistés et des césariennes après la mise en œuvre de l'abolition des frais associés à ces services (Ouedraogo *et al.*, 2013; Witter *et al.*, 2010, 2008; Ministère de la Santé et de Prévention Médicale, 2007).

Quelques exceptions subsistent cependant dans la littérature. C'est le cas de l'Afghanistan où l'accroissement des consultations prénatales a été observé immédiatement après l'abolition de la tarification des soins, mais de façon non soutenue (Steinhardt *et al.*, 2011). En Afrique du Sud, l'abolition de la facturation des soins a été associée à une baisse des consultations prénatales et à une baisse

de nouveaux enregistrements pour ce type de soins (Wilkinson *et al.*, 2001). Au Malawi récemment Manthalu *et al.* (2016) ne trouvent aucun effet de l'abolition des frais des soins sur la proportion de femmes enceintes qui procèdent à une première consultation prénatale au premier trimestre ou qui recourent aux soins de santé postnatals. Malgré l'utilité qu'ils reconnaissent à l'exemption des frais des soins obstétriques, elle pourrait ne pas avoir la même importance pour différents services de santé maternelle du fait de l'effet d'autres facteurs comme les normes sociales, la qualité des services de santé maternelle et les attitudes des professionnels de santé.

Compte tenu de l'abondance de la littérature consacrée aux effets de l'abolition des frais des soins, plusieurs revues systématiques ont été réalisées sur le sujet (Lagarde et Palmer, 2011; Hatt *et al.*, 2013). Ces revues soulèvent le caractère mitigé des résultats obtenus, car l'évidence de la qualité des travaux reste faible. Une bonne partie des travaux souffrirait de faiblesses méthodologiques dans la mesure où ils poseraient non seulement des problèmes de conception, mais aussi de biais dus aux échantillons de petite taille et aux données quelquefois peu pertinentes (Lagarde et Palmer, 2011; Hatt *et al.*, 2013). Une limite majeure qui apparaît dans ces études est que pour la plupart, elles n'ont pas estimé les effets causaux de l'abolition de la tarification des soins de santé. Plusieurs études ont reporté un accroissement de l'utilisation des services de santé maternelle à la suite de l'abolition des frais des soins sans toutefois prendre la peine d'identifier ou d'exploiter efficacement des groupes de contrôle dans leurs analyses (Witter *et al.*, 2010, 2008; Penfold *et al.*, 2007). Ce qui est susceptible de biaiser les effets reportés (Manthalu *et al.*, 2016).

La présente étude contribue à la littérature sur l'abolition des frais des soins en évaluant l'effet causal à court terme de la politique de gratuité des accouchements et des césariennes au Sénégal à partir des méthodes d'évaluations crédibles et peu critiquées. Étant donné qu'un an après la phase pilote du programme de gratuité, le programme a été étendu au niveau national, l'évaluation à court terme de la gratuité a pour but de s'assurer de son efficacité avant son extension. Une telle évaluation permet de comprendre les échecs et/ou réussites des politiques de santé mises en œuvre dans certains pays en développement.

3. Spécification économétrique

L'évaluation de l'effet du prix des soins sur l'utilisation des services de santé maternelle dans cette étude exploite l'expérience naturelle de gratuité des soins réalisée au Sénégal en 2005. La technique d'estimation est celle des doubles différences (DiD). Elle consiste à comparer la différence moyenne de résultats entre les groupes des bénéficiaires et des non-bénéficiaires de la mesure de gratuité avant et après l'introduction du traitement afin d'obtenir l'effet moyen du traitement débarrassé des effets individuels inobservables et des effets communs au groupe de traitement et de contrôle (Blundell et Dias, 2009).

Appelons H_{it} la variable de résultat de l'individu i au cours du trimestre t et P_i une indicatrice qui prend la valeur 1 si une mère vit dans la zone traitée et 0 sinon. Soit T la période de naissance du nouveau-né, l'évaluation de l'impact à court terme de la mesure de gratuité des accouchements et césariennes sur l'utilisation des services de santé maternelle de l'individu i au cours de la période t est réalisé à partir du modèle dont la forme générale est la suivante :

$$H_{it} = \alpha + \beta T_t + \delta P_i + \gamma T_t P_i + \lambda X_{it} + \varepsilon_{it} \tag{1}$$

où les coefficients α, β, δ et γ sont tous des paramètres à estimer et ε_{it} un terme d'erreur inobservé et aléatoire contenant tous les déterminants de H_{it} omis dans le modèle. Le coefficient β décrit les changements moyens espérés dans le groupe de contrôle de la variable résultat dans le temps en l'absence de la mesure de gratuité. Le coefficient δ s'interprète comme l'effet spécifique du groupe de traitement, c'est-à-dire l'effet des différences permanentes entre les groupes de traitement et de contrôle avant ou en l'absence même de la mesure de gratuité.

Pour prendre en compte l'influence des variables exogènes susceptibles d'influencer l'utilisation des services de santé maternelle de l'individu i à la période t, le vecteur de variables additionnelles X_{it} est introduit dans le modèle et λ est le vecteur des coefficients du vecteur des variables sociodémographiques et du ménage susceptibles d'influencer l'utilisation des services de santé maternelle. La définition et la description de ces variables de contrôle constituées de caractéristiques sociodémographiques et du ménage sont données en annexe.

Le terme d'interaction entre la variable de traitement P_i et la variable temps T_i est une variable *dummy* qui prend la valeur 1 pour chaque naissance observée dans le groupe exposé au traitement pendant la période d'intervention. L'estimateur de double différence γ capture l'impact moyen de la mesure de gratuité et reflète la différence dans les changements opérés au sein des groupes de traitement et de contrôle entre les périodes pré et post-interventions. Si la méthode des doubles différences n'impose pas que le groupe de traitement et le groupe de comparaison soient similaires (Gertler *et al.*, 2011), elle repose sur l'hypothèse de tendance commune entre le groupe de comparaison et le groupe de traitement. Pour le cas d'espèce, cette hypothèse permet de s'assurer que l'utilisation des services de santé maternelle variait au même rythme ou présentait les mêmes tendances dans les zones exposées et non exposées au traitement avant l'application de la mesure à évaluer.

3.1 *Niveau d'estimation et contrôle de l'hétérogénéité inobservée*

Le modèle (1) sera estimé au niveau individuel. Il s'agit de chaque naissance prise individuellement. L'utilisation des services de santé modernes est considérée comme une variable *dummy*. Ainsi, le modèle (1) est estimé comme un modèle de probabilité linéaire. Il peut être étendu en introduisant un effet fixe mère. L'introduction dans le modèle (1) de l'hétérogénéité inobservée (μ_i) permet d'éliminer

l'effet spécifique potentiel provenant des caractéristiques inobservées propres à chaque mère i et restées invariantes dans le temps. Ce modèle à effet fixe permet de produire des estimateurs consistants même lorsque l'effet inobservé est arbitrairement corrélé avec les variables explicatives. L'introduction de l'effet fixe mère empêche l'identification du coefficient du traitement, mais pas celle de l'effet moyen du traitement.

L'équation (1) peut ainsi être étendue et réécrite comme suit :

$$H_{it} = \alpha + \beta T_t + \gamma T_t P_i + \lambda X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \tag{2}$$

3.2 *Mesure des variables de résultat*

Les variables de résultat permettant d'évaluer l'impact de la mesure de gratuité captent l'utilisation des services de santé maternelle. L'utilisation des services de santé maternelle est décrite par le lieu de naissance de l'enfant et le type d'assistance reçue à la naissance. Pour ce qui est du lieu de naissance, la variable prend la valeur 1 si la naissance est survenue dans un établissement de santé et une valeur nulle sinon. Concernant le type d'assistance à la naissance, la variable prend la valeur 1 si la naissance a bénéficié de l'assistance d'un professionnel de santé qualifié et une valeur nulle sinon.

4. Données et statistiques descriptives

Cette étude utilise des données secondaires issues de la quatrième Enquête Démographique et de Santé (EDS) réalisée au Sénégal en 2005. C'est une enquête représentative au niveau national réalisée entre février et juin 2005 [11] auprès de 14 602 femmes âgées de 15 à 49 ans. Elle a été commanditée par le gouvernement sénégalais et conduite par le Centre de Recherche sur le Développement Humain (CRDH). Sur les 14 602 femmes de l'échantillon principal, seules 7158 ont enregistré au moins une naissance au cours des cinq années qui ont précédé l'enquête. Ces femmes ont renseigné de façon rétrospective sur l'utilisation des services de santé maternelle pour chaque naissance survenue entre les années 2000 et 2005. L'enquête a permis de collecter ainsi des informations sur les naissances survenues dans les cinq régions (Ziguinchor, Kolda, Tambacounda, Fatick et Matam) exposées à la mesure de gratuité des accouchements et césariennes et celles survenues dans les régions où les services liés à l'accouchement et la césarienne restaient toujours facturés (voir figure 1). Les informations fournies au cours de cette enquête sont variées. Elles renseignent sur les naissances survenues au cours des cinq dernières années, le lieu de naissance, le type d'assistance pendant l'accouchement, les caractéristiques socio-économiques de la mère et du ménage auquel elle appartient.

11. Le mois de juin 2015 correspond au sixième mois après le démarrage de la phase pilote de gratuité lancée le 1er janvier 2005.

GRAPHIQUE 1

CARTE DU SÉNÉGAL EN 2005

SOURCE : Ayad et N'Diaye (2006)

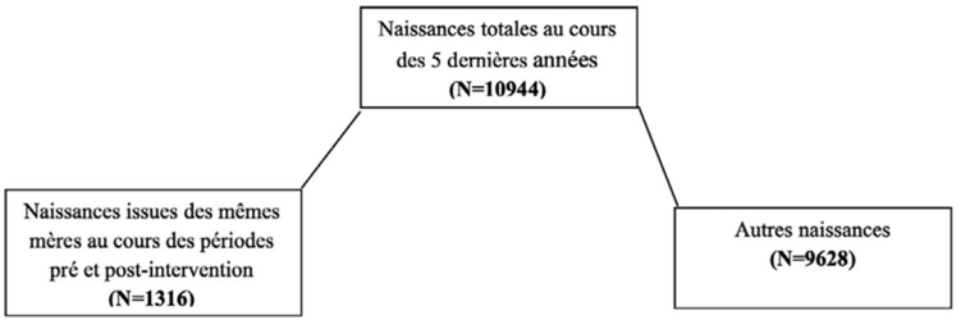
Il peut être reproché aux données EDS sur les naissances, l'existence d'un biais inhérent à la collecte, puisque seules les naissances dont les mères sont vivantes pendant l'enquête peuvent faire partir de l'échantillon. Ainsi pour plusieurs raisons, notamment le décès de la mère pour des raisons liées à l'accouchement ou pour d'autres raisons après l'accouchement, certaines naissances risquent ne pas apparaître dans l'échantillon. De ce fait, l'analyse se fait uniquement sur l'échantillon des naissances dont les mères sont vivantes et présentes au moment de l'enquête. Toutefois, c'est à partir de ces données rétrospectives, représentatives au niveau national que les informations sur les naissances peuvent être répertoriées dans plusieurs pays en développement comme le Sénégal. L'avantage avec ces enquêtes, et dont avec les données qu'elles produisent, est qu'elles permettent d'avoir des informations appropriées sur le lieu où les naissances sont survenues (à l'hôpital ou à domicile) ainsi que sur la qualité de l'assistance lors de l'accouchement.

Pour ce qui est de la 4ème EDS, le nombre de naissances données par les 7158 femmes ayant déclaré avoir accouché entre 2000 et 2005 est établi à 10 944 sur l'ensemble des 377 grappes choisies sur l'étendue du territoire sénégalais. Parmi ces naissances, 10 128 sont survenues en 2000 et 2004 c'est-à-dire avant le programme de gratuité et 816 sont survenues en 2005 pendant la mise en œuvre du programme. Si le nombre de naissances de 2005 correspond uniquement à la période allant de janvier à juin, les naissances survenues au cours des années précédentes sont renseignées sur toute l'année.

Afin de disposer pour les mêmes mères des informations sur les naissances avant et après l'exécution de la mesure de gratuité, l'échantillon a été restreint aux naissances survenues des mères qui ont accouché en 2005 et au moins une fois entre l'année 2000 et l'année 2004. Il apparaît sur la figure 3.2 que sur les 10 944 naissances reportées seules 1316 sont issues des mêmes mères dans les périodes pré et post-intervention.

GRAPHIQUE 2

RESTRICTION DE L'ÉCHANTILLON D'ANALYSE



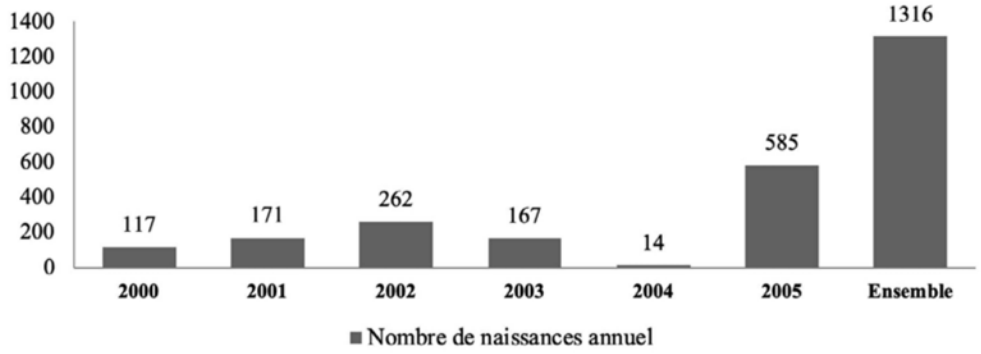
SOURCE : Auteur, à partir des données 2005.

Parmi les 1316 naissances issues des mêmes mères dans les périodes pré et post-intervention, la figure 3 montre que 585 sont survenues en 2005 et le reste a été enregistré entre 2000 et 2004.

La figure 4 donne la distribution trimestrielle de toutes les naissances survenues entre 2000 et 2005 ainsi que celles survenues des mêmes mères au cours de la même période. La courbe des naissances dans l'ensemble décrit le faible niveau de naissances survenues après le premier trimestre de chaque année. À l'exception de l'année 2000, la courbe des naissances globales présente à chaque fois un creux au deuxième trimestre avant d'observer une relative remontée au cours des trimestres qui suivent. Une distribution similaire s'observe même en 2005, année d'expérimentation de la gratuité. Il y apparaît une chute entamée dès le dernier trimestre de l'année 2004 et qui se poursuit aux premier et deuxième trimestres de l'année 2005. Étant donné que toutes les naissances ne sont pas le fait des mêmes mères, la figure 4 permet de décrire le comportement de la courbe des

GRAPHIQUE 3

NAISSANCES SURVENUES SUR LA PÉRIODE 2000-2005 PAR LES MÊMES MÈRES AU COURS DES PÉRIODES PRÉ ET POST-TRAITEMENT (N=1316)



SOURCE : Auteur, à partir des données 2005.

naissances issues des mêmes mères entre les trimestres pré et post-intervention. C'est au premier trimestre de l'année 2005 que ces naissances ont le plus été observées, suivi du second trimestre de cette année. Après le premier trimestre de l'année 2004, aucune naissance n'a été observée chez les mères qui ont accouché en 2005, probablement du fait du respect de l'intervalle inter-génésique.

Sur les 1316 naissances issues des mêmes mères au cours des périodes pré et post-intervention, le tableau 1 présente la distribution des naissances dans l'échantillon selon l'exposition au traitement. Ainsi, il apparaît que 275 naissances ont été exposées au traitement en 2005 contre 310 qui ne l'ont pas été. De plus, 731 naissances sont survenues avant la mesure de gratuité contre 585 survenues au moment de la mise en œuvre de la mesure.

TABLEAU 1

RÉPARTITION DES NAISSANCES DANS LE TEMPS ET EN FONCTION DE L'EXPOSITION AU PROGRAMME

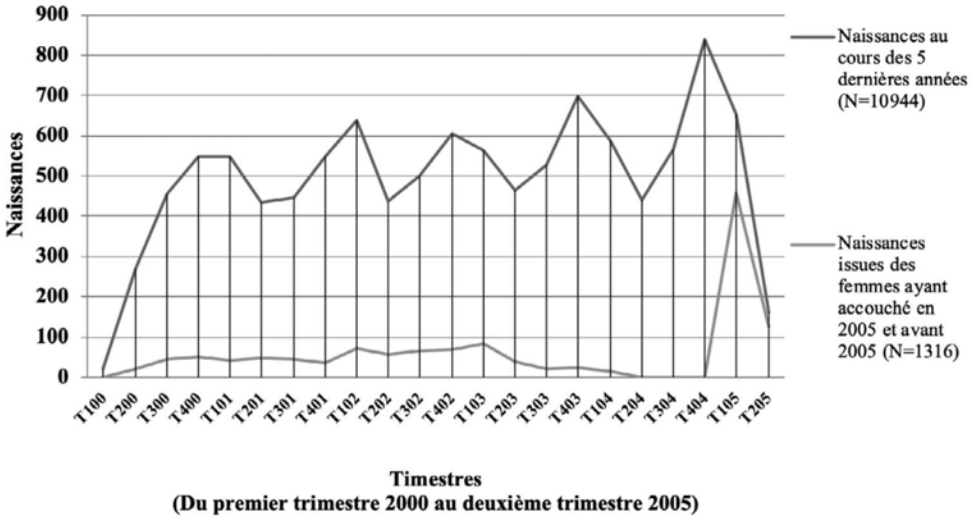
		Périodes		
		En 2005	**Avant 2005**	**Total**
Exposition au traitement	Non traités	310	386	696
	Traitées	275	345	620
	Total	585	731	1316

NOTE : Auteur, à partir des données 2005.

Concernant l'utilisation des services de santé maternelle, le tableau 2, construit sur la base des 1316 naissances issues des mêmes mères indique qu'en moyenne, les naissances survenues dans un établissement de santé présentent les proportions les plus élevées (51,1 %) par rapport à celles assistées par un professionnel de

GRAPHIQUE 4

DISTRIBUTION TRIMESTRIELLE DES NAISSANCES DANS LA PÉRIODE 2000-2005



SOURCE : Auteur, à partir des données 2005.

santé qualifié (41,1 %). Cette situation d'emblée paradoxale où la proportion des naissances assistées par un professionnel de santé qualifiée est inférieure à celles survenues dans une formation sanitaire est régulièrement vécue au Sénégal [12]. Sa principale explication est liée au déficit important en ressources humaines en santé dans ce pays. En effet, l'assistance à l'accouchement par un personnel de santé qualifiée signifie l'assistance par un médecin, une sage-femme, un infirmier ou un infirmier assistant. Dans les centres de santé où il n'existe pas de sage-femme, notamment dans les zones reculées, il peut arriver que l'infirmier ne soit pas disponible pour assister l'accouchement [13]. Dans ce cas, la prise en charge de l'accouchement peut être assurée par une aide-soignante ou un personnel non médical présent dans l'établissement de soins de santé à l'instar des matrones ou accoucheuses traditionnelles [14] (OMS, 2013). Mais ces accouchements ne sont pas alors

12. C'est le cas dans tous les derniers rapports EDS réalisés au Sénégal ces dernières années.

13. Pour plusieurs raisons (la formation, le congé administratif, le repos médical ou des raisons sociales, etc.), l'infirmier et/ou la sage-femme peut être absents du poste de santé.

14. Ce sont des personnes qui assistent la mère pendant l'accouchement et qui ont acquis leurs compétences en aidant d'autres femmes à accoucher ou auprès d'autres accoucheuses traditionnelles. Les accoucheuses traditionnelles formées entrent dans la catégorie du personnel non médical (OMS, 2013). C'est des agents de la santé n'ayant obtenu aucun diplôme officiel ou de l'enseignement supérieur professionnel.

comptabilisés parmi les accouchements assistés par un personnel de santé qualifié alors qu'ils se déroulent dans une formation sanitaire [15].

De plus, les naissances survenues dans un établissement de santé sont en moyenne plus élevées dans le groupe témoin (59,8 %) par rapport au groupe traité (41,3 %) probablement parce que le programme ciblait les régions pauvres et à fort taux de mortalité maternelle. Elles apparaissent également légèrement plus élevées avant la mesure de gratuité (52,5 %) par rapport à la période de mise en œuvre de la gratuité (49,2 %). De même, la part des naissances assistées par un professionnel de santé qualifié est plus élevée dans le groupe témoin (48,1 %) par rapport au groupe traité (33,2 %), et plus élevée avant la mesure de gratuité (42,5 %) qu'au moment de la mise en œuvre de cette mesure (39,5 %).

TABLEAU 2

DESCRIPTION DE L'UTILISATION DES SERVICES DE SANTÉ MATERNELLE SELON L'EXPOSITION À LA GRATUITÉ ET LA PÉRIODE D'OBSERVATION (%)

		Exposition à la gratuité		**Périodes**	
	Ensemble	**Traité**	**Témoin**	**En 2005**	**Avant 2005**
Naissances dans un établissement de santé	51,1	41,3	59,8	49,2	52,5
Naissances assistées par un prof. de santé	41,1	33,2	48,1	39,3	42,5
N	1316	620	696	585	731

NOTE : Auteur, à partir des données 2005.

Les figures 5 et 6 donnent respectivement l'évolution trimestrielle de la part (en pourcentage) des naissances totales survenues dans un établissement de santé et celles assistées par un professionnel de santé dans le groupe exposé au traitement et dans le groupe témoin qui ne bénéficient pas de la mesure de gratuité. Ces figures sont construites sur la base des 1316 naissances issues des mêmes mères au cours des périodes pré et post-intervention. Elles montrent qu'avant la mise en œuvre du programme de gratuité, l'évolution des naissances survenues dans un établissement de santé et celle des naissances assistées par un professionnel de santé présentaient une forte irrégularité dans le temps aussi bien dans le groupe de traitement que dans le groupe témoin. Malgré cette forte irrégularité, les courbes présentent des tendances parallèles et haussières dans les deux groupes avant la mise en œuvre du traitement, en conformité avec l'hypothèse préalable à une application pertinente de la méthode des doubles différences.

Après le dernier trimestre de l'année 2004 [16], l'on observe au premier trimestre de la période de gratuité des soins, une chute du recours aux soins de santé mater-

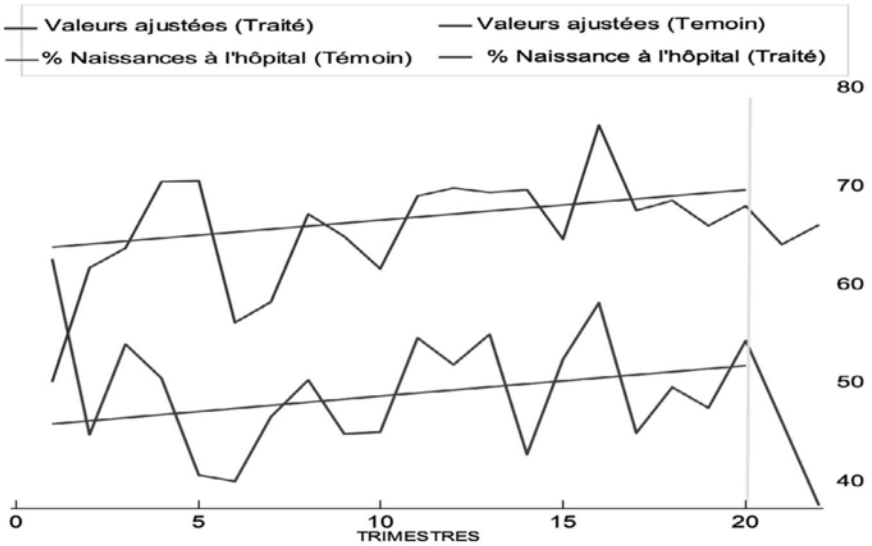
15. Cette situation survient surtout dans les postes de santé ruraux au Sénégal ; dans les grands hôpitaux, en général l'essentiel des accouchements est assisté par un personnel de santé qualifié, car il y a assez de personnel pour assurer une continuité de l'offre de soins obstétricaux.

16. Lequel correspond à la 20ème unité de l'axe des abscisses.

nelle aussi bien dans le groupe exposé au traitement que dans le groupe témoin, bien que la baisse paraisse plus forte dans le groupe traité. Cette baisse se prolonge au deuxième trimestre de l'année 2005 dans le groupe exposé à la mesure de gratuité alors qu'au cours de la même période, l'on observe une reprise de l'utilisation des services de santé maternelle dans le groupe non exposé au programme.

GRAPHIQUE 5

ÉVOLUTION TRIMESTRIELLE DES NAISSANCES À L'HÔPITAL (N=1316)

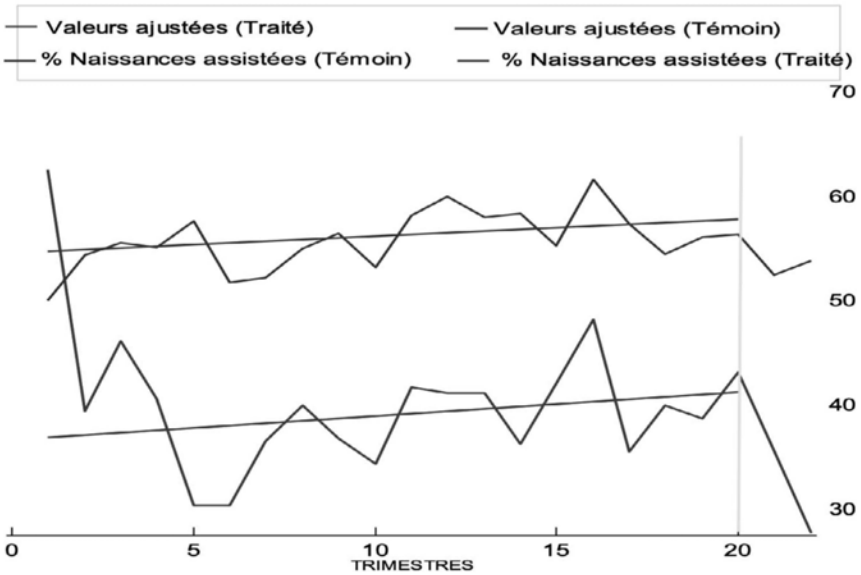


SOURCE : Auteur, à partir des données 2005.
NOTE : L'axe des abscisses correspond aux trimestres. Le point d'origine correspond au premier trimestre 2000 et le point 20 sur l'axe des abscisses correspond au premier trimestre 2005.

Les tableaux 3 et 4 proposent une comparaison en matière d'utilisation des services de santé maternelle pour l'ensemble des 1316 naissances issues des mères ayant accouché avant et après 2005. De ces tableaux, il ressort que, quelle que soit la variable de résultat considérée, l'utilisation des services de santé maternelle a été moins élevée dans le groupe traité, durant la période de mise en œuvre de la gratuité qu'avant son implémentation. En effet, le tableau 3 montre que dans le groupe traité, la proportion de naissances survenues dans un établissement de santé a diminué de 8 points de pourcentage en moyenne entre les périodes pré et post-intervention alors que dans le groupe témoin, il a augmenté de 1 point de pourcentage. La double différence indique une baisse de 9 points de pourcentage de naissances survenues dans une formation sanitaire qui pourrait être attribuée à l'intervention. Aussi, le tableau 4 indique que le taux de naissances assistées par un professionnel de santé a diminué de 9,2 points de pourcentage dans le groupe de traitement alors que dans le groupe témoin, il a augmenté de 2,2 points de pourcentage. La double différence donne ainsi une baisse de 11,4 points de

GRAPHIQUE 6

ÉVOLUTION TRIMESTRIELLE DES NAISSANCES ASSISTÉES (N=1316)



SOURCE : Auteur, à partir des données 2005.
NOTE : L'axe des abscisses correspond aux trimestres. Le point d'origine correspond au premier trimestre de l'année 2000 et le point 20 sur l'axe des abscisses correspond au premier trimestre de l'année 2005.

pourcentage de naissances assistées par un personnel de santé qualifié qui pourront être attribués à l'intervention.

L'on peut enfin noter que, que ce soit avant ou après le traitement, les naissances exposées au traitement bénéficient moins des services de santé maternelle que celles qui n'en sont pas exposées.

5. RÉSULTATS DES ESTIMATIONS ÉCONOMÉTRIQUES

Cette section présente les résultats d'estimation de l'impact moyen de la gratuité sur l'utilisation des services de santé à la suite des six premiers mois qui ont suivi la mesure de gratuité. L'analyse de l'impact à court terme de la mesure de gratuité est portée au niveau individuel sur deux dimensions de l'utilisation des services de santé maternelle à savoir, le lieu de naissance du nouveau-né et le type d'assistance à la naissance.

5.1 *Effet de la gratuité sur le lieu de naissance*

Le tableau 5 donne l'impact moyen de la gratuité sur la probabilité qu'une naissance survienne dans une formation sanitaire. Ce tableau donne non seule-

TABLEAU 3

COMPARAISON DES PROPORTIONS DES NAISSANCES SURVENUES DANS UN ÉTABLISSEMENT DE SANTÉ (N=1316)

	En 2005	**Avant 2005**	**Différence**
Traité	0,367	0,447	$-0,080$
Témoin	0,603	0,593	0,010
Différence	$-0,236$	$-0,146$	$-0,090$

NOTE : Auteur, à partir des données 2005.

TABLEAU 4

COMPARAISON DES PROPORTIONS DE NAISSANCES ASSISTÉES PAR UN PERSONNEL DE SANTÉ QUALIFIÉ (N=1316)

	En 2005	**Avant 2005**	**Différence**
Traité	0,28	0,371	$-0,092$
Témoin	0,493	0,471	0,022
Différence	$-0,213$	$-0,099$	$-0,114$

NOTE : Auteur, à partir des données 2005.

ment les résultats du modèle de base de la probabilité qu'une naissance survienne dans une formation sanitaire, mais aussi l'impact moyen de la gratuité lorsque les caractéristiques de la mère et du ménage sont introduites dans le modèle et lorsque le modèle est augmenté de l'effet fixe mère. La première colonne du tableau donne les résultats de l'estimation du modèle de base de la probabilité qu'une naissance survienne dans un établissement de santé. Contre toute attente, mais en conformité avec les prédictions de l'analyse statistique, ces résultats indiquent que la gratuité a causé une baisse significative de plus de 9,2 points de pourcentage de la probabilité des naissances de survenir dans une formation sanitaire. Lorsqu'on contrôle ce modèle par des caractéristiques de la mère et du ménage, l'impact négatif de la gratuité sur la probabilité des enfants de naître dans une formation sanitaire baisse jusqu'à 8,9 points de pourcentage, mais reste significatif. Lorsque l'on introduit dans le modèle l'effet fixe mère, la valeur du R^2 augmente passant de 0,255 à 0,799, traduisant ainsi un meilleur ajustement du modèle en présence des effets fixes mère. Surtout, l'impact de la gratuité reste significatif en présence des effets fixes mère et se situe désormais à 8,4 points de pourcentage. Ce résultat étant observé sur la population des naissances survenues au niveau national, il est possible que l'impact obtenu masque des hétérogénéités qui pourraient apparaître selon le milieu de résidence (voir tableau 6).

En effet, l'estimation du modèle de base de la probabilité qu'une naissance survienne dans un établissement de santé indique un effet positif, mais non si-

gnificatif de la mesure de gratuité au cours du premier semestre 2005. Même en introduisant dans le modèle de base les caractéristiques de la mère et du ménage ou en prenant en compte l'effet fixe mère, les coefficients indiquant l'impact de la mesure de gratuité restent positifs, mais non significatifs dans les milieux urbains. En milieu rural par contre, l'impact de la gratuité sur la probabilité qu'une naissance survienne dans un établissement de santé est significatif, négatif et de forte ampleur. Les résultats du modèle de base consignés dans le tableau 6 montrent que la mesure de gratuité a causé une baisse de 13,2 points de pourcentage de la probabilité qu'une naissance survienne dans une formation sanitaire dans les milieux ruraux du Sénégal. Cet impact se maintient à près de 13 points de pourcentage lorsque l'on introduit dans le modèle de base les caractéristiques de la mère et du ménage. Avec l'augmentation du modèle de l'effet fixe mère dans le modèle, l'impact de la gratuité reste significatif et négatif et s'établit à 12,5 points de pourcentage sur la probabilité qu'une naissance survienne dans une formation sanitaire en milieu rural.

Au-delà du milieu de résidence, l'hétérogénéité de l'effet de la gratuité sur la probabilité qu'un enfant naisse dans une formation sanitaire peut également être observée selon le niveau de vie des ménages si les opportunités et les coûts liés à l'accès aux soins de santé maternelle diffèrent selon que l'on vit dans un ménage pauvre ou non pauvre. La présente analyse distingue les ménages pauvres, appartenant aux deux premiers quintiles de richesse, des ménages non pauvres, appartenant aux trois quintiles de richesses les plus élevés. Ces trois quintiles de richesse incluent les ménages médians, les ménages riches et les ménages les plus riches. Du tableau 8, il ressort que dans les ménages non pauvres, l'impact de la gratuité sur la probabilité d'accoucher dans une formation sanitaire est négatif, mais non significatif, quel que soit le modèle estimé. Pourtant, dans les ménages pauvres, appartenant aux deux premiers quintiles de richesses, l'impact de la gratuité sur la probabilité qu'un enfant naisse dans un établissement de santé est négatif, significatif et de forte ampleur. Le passage du modèle basique au modèle augmenté de l'effet fixe mère induit une baisse de 16,5 à 13,6 points de pourcentage de la probabilité qu'une naissance survienne dans une formation sanitaire dans les six mois qui ont suivi la mise en œuvre du programme de gratuité (tableau 6).

5.2 *Effet de la gratuité sur la nature de l'assistance à la naissance*

Les résultats du modèle de base concernant la probabilité d'être assisté à la naissance par un professionnel de santé qualifiée sont consignés sur le tableau 5. A l'image de la probabilité de naître dans un établissement de santé, la mesure de gratuité des soins à l'accouchement a causé une baisse significative de 11,5 points de pourcentage de la probabilité d'être assisté à la naissance par un professionnel de santé. Mais lorsqu'on prend en compte l'effet fixe mère, cette baisse se réduit pour se situer à 10 points de pourcentage. En désagrégeant l'analyse selon le milieu de résidence (tableau 6), il apparaît que dans les milieux urbains, l'impact de la mesure de gratuité est négatif, faible, mais non significatif. Pourtant, en milieu rural, la gratuité a causé une baisse oscillant entre 13 et 14,3 points de pourcen-

tage de la probabilité qu'une naissance soit assistée par un professionnel de santé qualifiée selon que l'on s'intéresse au modèle de base ou au modèle augmenté de l'effet fixe mère (tableau 6).

Lorsque l'on procède à une analyse de l'utilisation des services de santé maternelle selon le niveau de vie, il apparaît, quelle que soit l'estimation considérée, que l'effet de la gratuité sur la probabilité qu'un enfant bénéficie à la naissance des soins d'un professionnel de santé qualifiée reste non significatif pour les ménages non pauvres (tableaux 6). Pour les ménages pauvres par contre, l'effet de la gratuité sur la probabilité qu'un enfant soit assisté à la naissance par un professionnel de santé est négatif et significatif. Cet effet varie entre 17,7 et 13,9 points de pourcentage selon que l'estimation est basée sur le modèle de base ou sur le modèle augmenté d'effet fixe mère (tableau 6).

6. Vérifications de la robustesse des résultats

6.1 *Restrictions de la période pré intervention aux six premiers mois de chaque année*

À l'image de figure 4, la figure 7, plus détaillée, donne la distribution mensuelle des 10944 naissances survenues au cours des cinq dernières années. Elle permet d'observer quelques similitudes sur les naissances survenues au niveau national au premier semestre de chaque année. Elle montre qu'à partir de l'année 2001, les naissances suivent une tendance baissière qui commence au cours de chaque mois de janvier pour s'achever au mois de juillet avant de marquer une reprise. Ce phénomène continue jusqu'en 2005, année de mise en œuvre de la mesure de gratuité. C'est une similitude qui décrit une quasi-saisonnalité du comportement des naissances sous la période d'analyse. Pour prendre en compte cette cyclicité, la présente évaluation se propose de restreindre l'analyse à l'intervalle de temps allant de janvier à juin pour les périodes pré et post-intervention. Dans cette section, l'impact de la mesure de gratuité sur l'utilisation des services de santé maternelle est examiné à partir des données sur les naissances issues des mêmes mères entre les années 2000 et 2005, mais qui sont survenues uniquement au premier semestre de chaque année depuis l'année 2000.

En redéfinissant l'échantillon tel que détaillé ci-dessus, les résultats obtenus des estimations ne permettent pas de confirmer tous les résultats obtenus avec les données annuelles. En effet, sur la base des 961 naissances retenues, les résultats du tableau 7 prenant en compte l'effet fixe mère indiquent qu'à la suite des six premiers qui ont suivi la mesure de gratuité, l'impact de la suppression du prix des soins sur l'utilisation des services de santé maternelle reste négatif et significatif pour la probabilité qu'une naissance survienne dans une formation sanitaire. Pour ce qui est de la probabilité qu'un enfant soit assisté à la naissance par un professionnel de santé, la significativité de l'effet de la gratuité disparaît. En désagrégeant l'analyse selon le milieu de résidence (tableau 8), il apparaît que l'effet de la gratuité reste non significatif sur l'utilisation des services de santé maternelle

TABLEAU 5

EFFETS DE LA GRATUITÉ SUR L'UTILISATION DES SERVICES DE SANTÉ MATERNELLE

	(1) Naissance à l'hôpital	**(2) Naissance assistée**	**(3) Naissance à l'hôpital**
Période	0,010	0,022	0,008
	(0,026)	(0,027)	(0,025)
Traitement	$-0,144^{***}$	$-0,098^{*}$	
	(0,054)	(0,052)	(0,048)
Traitement*Période	$-0,092^{**}$	$-0,116^{***}$	$-0,089^{**}$
	(0,039)	(0,038)	(0,038)
Constante	$0,593^{***}$	$0,472^{***}$	$0,817^{***}$
	(0,034)	(0,034)	(0,192)
Caractéristiques de la mère et du ménage	Non	Non	Oui
Effet fixe mère	Non	Non	Non
N	1316	1316	1316
R2	0,037	0,027	0,255
	(4) Naissance assistée	**(5) Naissance à l'hôpital**	**(6) Naissance assistée**
Période	0,018	0,003	0,012
	(0,026)	(0,024)	(0,033)
Traitement	$-0,035$	–	–
	(0,049)	–	–
Traitement*Période	$-0,111^{***}$	$-0,084^{**}$	$-0,100^{**}$
	(0,037)	(0,035)	(0,048)
Constante	$0,761^{***}$	$0,527^{***}$	$0,427^{***}$
	(0,185)	(0,012)	(0,011)
Caractéristiques de la mère et du ménage	Oui	Oui	Oui
Effet fixe mère	Non	Oui	Oui
N	1316	1316	1316
R2	0,241	0,781	0,799

NOTE : Les variables de contrôle introduites dans le modèle sont l'âge de la mère, son niveau d'étude, le statut matrimonial, le niveau d'étude, le niveau de vie, la religion, la taille du ménage, le nombre d'enfants de moins de 5 ans dans le ménage, le niveau d'étude du conjoint, l'ethnie de la mère, la zone de résidence. Les valeurs entre parenthèses sont les écarts-types. $^{*}p < 0,10,^{**}p < 0,05,^{***}p < 0,01$. Source : Auteur, à partir des données 2005.

dans les zones urbaines. Dans les milieux ruraux pourtant, l'estimation du modèle sans effet fixe indique que la gratuité a causé une diminution respective de 16,2 et 14,5 points de pourcentage de la probabilité qu'une naissance survienne dans un établissement de santé et qu'un enfant bénéficie de l'assistance d'un professionnel de santé à sa naissance. En introduisant l'effet fixe mère dans l'estimation, la significativité de l'impact de la mesure de gratuité sur la probabilité d'utiliser des services de santé disparaît en zone rurale. Aussi, l'effet de la mesure de gratuité est estimé selon le niveau de vie (tableau 9). Il montre que dans les ménages non pauvres, la mesure de gratuité a causé un impact non significatif sur la probabilité

TABLEAU 6

EFFETS DE LA GRATUITÉ SUR L'UTILISATION DES SERVICES DE SANTÉ MATERNELLE PAR MILIEU DE RÉSIDENCE ET SELON LE NIVEAU DE PAUVRETÉ DU MÉNAGE

		Coefficients γ			
		Sans effet fixe		**Avec effet fixe mère**	
Échantillon	**N**	**Naissance assistée**	**Naissance à l'hôpital**	**Naissance assistée**	**Naissance à l'hôpital**
Urbain	350	$-0,005$	0,045	$-0,009$	0,038
		(0,076)	(0,067)	(0,097)	(0,088)
Rural	966	$-0,141^{***}$	$-0,129^{***}$	$-0,130^{***}$	$-0,127^{**}$
		(0,043)	(0,045)	(0,056)	(0,059)
Non pauvres	583	$-0,060$	$-0,011$	$-0,043$	$-0,073$
		(0,063)	(0,058)	(0,073)	(0,075)
Pauvres	733	$-0,164^{***}$	$-0,154^{***}$	$-0,139^{**}$	$-0,136^{**}$
		(0,045)	(0,050)	(0,061)	(0,066)

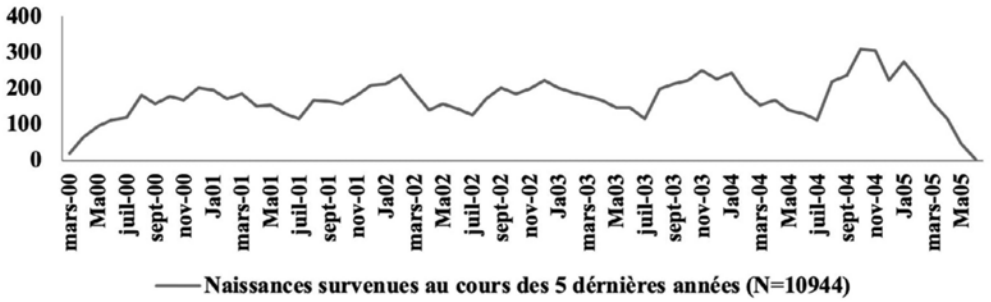
NOTE : Les variables de contrôle introduites dans le modèle sont l'âge de la mère, son niveau d'étude, le statut matrimonial, le niveau d'étude, le niveau de vie, la religion, la taille du ménage, le nombre d'enfants de moins de 5 ans dans le ménage, le niveau d'étude du conjoint, l'ethnie de la mère, la zone de résidence. Les valeurs entre parenthèses sont les écarts-types. $^{*}p < 0,10,^{**}p < 0,05,^{***}p < 0,01$. Source : Auteur, à partir des données 2005.

qu'une naissance survienne dans un établissement de santé et qu'un enfant bénéficie de l'assistance d'un professionnel de santé à sa naissance. Ce résultat est pareil dans les ménages pauvres après la prise en compte de l'effet fixe mère dans le modèle.

Au total, ces résultats montrent qu'en limitant l'analyse aux périodes comparables de l'année (le premier semestre), l'impact négatif et significatif de la mesure de gratuité est robuste uniquement sur la probabilité qu'une naissance survienne dans un établissement de santé. Mais cette significativité ne résiste pas lorsque l'analyse est menée selon le milieu de résidence ou selon le niveau de vie du ménage. Dans les milieux urbains et ruraux ainsi que pour les ménages non pauvres et pauvres, l'impact de la mesure de gratuité est non significatif sur l'utilisation des services de santé maternelle. En ce qui concerne les ménages pauvres et ruraux par exemple, un impact négatif de la mesure de gratuité sur l'utilisation des services de santé maternelle est obtenu à partir des données annuelles (voir tableau 6). Mais cette significativité ne résiste pas lorsque l'échantillon est restreint aux six premiers mois de l'année. Dans les ménages urbains et non pauvres par contre, l'effet non significatif de la mesure de gratuité sur l'utilisation des services de santé maternelle apparaît aussi bien avec les données annuelles qu'avec les données limitées aux six premiers mois de l'année.

GRAPHIQUE 7

DISTRIBUTION MENSUELLE DE L'ENSEMBLE DES NAISSANCES AU COURS DES 5 DERNIÈRES ANNÉES (N=10944)



SOURCE : EDS IV, 2005.

TABLEAU 7

EFFETS DE LA GRATUITÉ SUR L'UTILISATION DES SERVICES DE SANTÉ MATERNELLE (BIS)

	(1) Naissance à l'hôpital	(2) Naissance assistée	(3) Naissance à l'hôpital	(4) Naissance assistée
Période	0,030	0,014	0,019	0,017
	(0,035)	(0,034)	(0,033)	(0,043)
Traitement	$-0,047$	$-0,030$	–	–
	(0,059)	(0,061)	–	–
Traitement*Période	$-0,123^{**}$	$-0,124^{**}$	$-0,118^{**}$	$-0,110$
	(0,049)	(0,048)	(0,047)	(0,071)
Constante	$0,780^{***}$	$0,739^{***}$	$0,517^{***}$	$0,424^{***}$
	(0,186)	(0,178)	(0,017)	(0,021)
Caractéristiques de la mère et du ménage	Oui	Oui	Oui	Oui
Effet fixe mère	Non	Non	Oui	Oui
N	961	961	961	961
R2	0,251	0,252	0,849	0,880

NOTE : Les variables de contrôle introduites dans le modèle sont l'âge de la mère, son niveau d'étude, le statut matrimonial, le niveau d'étude, le niveau de vie, la religion, la taille du ménage, le nombre d'enfants de moins de 5 ans dans le ménage, le niveau d'étude du conjoint, l'ethnie de la mère, la zone de résidence. Les valeurs entre parenthèses sont les écarts-types. $^{*}p < 0,10,^{**}p < 0,05,^{***}p < 0,01$. Source : Auteur, à partir des données 2005.

6.2 *Analyse de l'impact de la mesure de gratuité à l'exclusion de la région de Dakar*

La particularité de la région de Dakar se dessine à plus d'un niveau. D'abord, elle regroupe la capitale économique et administrative Dakar et ses banlieues.

TABLEAU 8

EFFETS DE LA GRATUITÉ SUR L'UTILISATION DES SERVICES DE SANTÉ MATERNELLE (MILIEU DE RÉSIDENCE) (BIS)

	Milieu urbain			
	(1) Naissance à l'hôpital	**(2) Naissance assistée**	**(3) Naissance à l'hôpital**	**(4) Naissance assistée**
Période	$-0,029$	$-0,020$	0,034	0,027
	(0,063)	(0,061)	(0,103)	(0,096)
Traitement	0,043	$-0,046$	–	–
	(0,087)	(0,122)	–	–
Traitement*Période	$-0,018$	$-0,058$	$-0,093$	$-0,086$
	(0,094)	(0,114)	(0,169)	(0,183)
Constante	$0,675^{**}$	0,360	$0,807^{***}$	$0,749^{***}$
	(0,299)	(0,325)	(0,051)	(0,053)
Caractéristiques de la mère et du ménage	Oui	Oui	Oui	Oui
Effet fixe mère	Non	Non	Oui	Oui
N	247	247	247	247
R^2	0,136	0,126	0,774	0,803
	Milieu rural			
	(5) Naissance à l'hôpital	**(6) Naissance assistée**	**(7) Naissance à l'hôpital**	**(8) Naissance assistée**
Période	0,054	0,027	0,014	0,014
	(0,040)	(0,040)	(0,050)	(0,047)
Traitement	$-0,066$	$-0,017$	–	–
	(0,071)	(0,070)	–	–
Traitement*Période	$-0,162^{***}$	$-0,145^{***}$	$-0,121$	$-0,114$
	(0,056)	(0,053)	(0,087)	(0,076)
Constante	$1,008^{***}$	$1,100^{***}$	$0,416^{***}$	$0,310^{***}$
	(0,269)	(0,254)	(0,026)	(0,023)
Caractéristiques de la mère et du ménage	Oui	Oui	Oui	Oui
Effet fixe mère	Non	Non	Oui	Oui
N	714	714	714	714
R^2	0,176	0,141	0,838	0,874

NOTE : Les variables de contrôle introduites dans le modèle sont l'âge de la mère, son niveau d'étude, le statut matrimonial, le niveau d'étude, le niveau de vie, la religion, la taille du ménage, le nombre d'enfants de moins de 5 ans dans le ménage, le niveau d'étude du conjoint, l'ethnie de la mère, la zone de résidence. Les valeurs entre parenthèses sont les écarts-types. $^{*}p < 0,10$, $^{**}p < 0,05$, $^{***}p < 0,01$. Source : Auteur, à partir des données 2005.

Avec une densité de la population de 5735 habitants au kilomètre carré [17], elle se démarque de loin des autres régions du Sénégal comme Tambacounda, la plus vaste du Sénégal (21,5 % de la superficie), mais qui ne compte que 5 % de la

17. C'est-à-dire, une population de 3,137196 habitants, soit près d'un quart de la population totale (23,2 %), sur la superficie la moins étendue du territoire national (0,3 %).

TABLEAU 9

EFFETS DE LA GRATUITÉ SUR L'UTILISATION DES SERVICES DE SANTÉ MATERNELLE (NIVEAU DE VIE DES MÉNAGES) (BIS)

	Ménages non pauvres			
	(1) Naissance à l'hôpital	**(2) Naissance assistée**	**(3) Naissance à l'hôpital**	**(4) Naissance assistée**
Période	$-0,014$	$-0,028$	0,030	0,037
	(0,049)	(0,050)	(0,073)	(0,067)
Traitement	0,031	0,009	–	–
	(0,088)	(0,096)	–	–
Traitement*Période	$-0,053$	$-0,084$	$-0,158$	$-0,129$
	(0,078)	(0,085)	(0,122)	(0,125)
Constante	$0,517^{***}$	$0,424^{***}$	$0,780^{***}$	$0,739^{***}$
	(0,017)	(0,021)	(0,186)	(0,178)
Caractéristiques de la mère et du ménage	Oui	Oui	Oui	Oui
Effet fixe mère	Non	Non	Oui	Oui
	(0,224)	(0,238)	(0,036)	(0,035)
N	412	412	412	412
R^2	0,202	0,227	0,830	0,863
	Ménages pauvres			
	(5) Naissance à l'hôpital	**(6) Naissance assistée**	**(7) Naissance à l'hôpital**	**(8) Naissance assistée**
Période	$0,083^{*}$	0,061	0,008	$-0,004$
	(0,046)	(0,042)	(0,055)	(0,052)
Traitement	$-0,086$	$-0,039$	–	–
	(0,077)	(0,075)	–	–
Traitement*Période	$-0,190^{***}$	$-0,164^{***}$	$-0,093$	$-0,089$
	(0,064)	(0,057)	(0,097)	(0,085)
Constante	0,500	0,393	$0,360^{***}$	$0,289^{***}$
	(0,317)	(0,295)	(0,031)	(0,027)
Caractéristiques de la mère et du ménage	Oui	Oui	Oui	Oui
Effet fixe mère	Non	Non	Oui	Oui
N	549	549	549	549
R^2	0,126	0,129	0,821	0,866

NOTE : Les variables de contrôle introduites dans le modèle sont l'âge de la mère, son niveau d'étude, le statut matrimonial, le niveau d'étude, le niveau de vie, la religion, la taille du ménage, le nombre d'enfants de moins de 5 ans dans le ménage, le niveau d'étude du conjoint, l'ethnie de la mère, la zone de résidence. Les valeurs entre parenthèses sont les écarts-types. $^{*}p < 0,10$, $^{**}p < 0,05$, $^{***}p < 0,01$. Source : Auteur, à partir des données 2005.

population du pays, soit une densité de 16 habitants au kilomètre carré (ANSP, 2014). Aussi, la région de Dakar concentre à elle seule 49,6 % de la population urbaine du pays quand celle de Kédougou par exemple enregistre une population urbaine de 0,6 %. Au sein même de la région de Dakar, la ville de Dakar se caractérise par une urbanité très poussée (ANSP, 2014). Toutefois, cette grande ville de

Dakar ne bénéficie pas du programme de gratuité des soins, ce qui la place de fait dans le groupe de contrôle. Pourtant, les populations qui y vivent ont un meilleur accès aux services de santé maternelle par rapport aux autres régions du pays. Ce qui confère à la ville de Dakar et donc à la région Dakar quelques spécificités susceptibles d'influencer au niveau national l'évaluation de l'impact du programme de gratuité sur l'utilisation des services de santé maternelle.

Cette section consiste à voir si l'impact de la mesure de gratuité change une fois que la région de Dakar est exclue de l'échantillon afin de s'assurer que les résultats de l'impact estimé de la mesure de gratuité ne dissimulent pas les spécificités de la région de Dakar. L'analyse est réalisée d'abord sur l'échantillon sans restriction des mois de l'année et ensuite sur l'échantillon restreint aux six premiers mois de l'année.

TABLEAU 10

EFFETS DE LA GRATUITÉ SUR L'UTILISATION DES SERVICES DE SANTÉ MATERNELLE (HORS DAKAR)

	Sans restriction		**Premiers semestres seulement**	
	(1)	**(2)**	**(3)**	**(4)**
	Naissance à l'hôpital	**Naissance assistée**	**Naissance à l'hôpital**	**Naissance assistée**
Période	0,007	0,010	0,027	0,013
	(0,033)	(0,035)	(0,046)	(0,045)
Traitement	–	–	–	–
	–	–	–	–
Traitement*Période	$-0,088^{*}$	$-0,097^{**}$	$-0,125$	$-0,105$
	(0,050)	(0,049)	(0,078)	(0,072)
Constante	$0,514^{***}$	$0,411^{***}$	$0,503^{***}$	$0,408^{***}$
	(0,011)	(0,011)	(0,023)	(0,022)
Contrôle des caractéristiques de la mère et du ménage	Oui	Oui	Oui	Oui
Effet fixe mère	Oui	Oui	Oui	Oui
N	1278	1278	931	931
R^2	0,780	0,792	0,851	0,877

NOTE : Les variables de contrôle introduites dans le modèle sont l'âge de la mère, son niveau d'étude, le statut matrimonial, le niveau d'étude, le niveau de vie, la religion, la taille du ménage, le nombre d'enfants de moins de 5 ans dans le ménage, le niveau d'étude du conjoint, l'ethnie de la mère, la zone de résidence. Les valeurs entre parenthèses sont les écarts-types. $^{*}p < 0,10,^{**}p < 0,05,^{***}p < 0,01$. Source : Auteur, à partir des données 2005.

Le tableau 10 donne l'impact de la mesure de gratuité sur l'utilisation des services de santé au niveau national à l'exclusion de la région de Dakar. Les deux premières colonnes donnant les résultats sur l'ensemble de l'année après effet fixe mère indiquent que la mesure de gratuité a causé une baisse significative de la probabilité qu'une naissance survienne dans un établissement et qu'elle soit prise en charge par un professionnel de santé, dans les six mois qui ont suivi l'intervention. Toutefois, lorsque l'analyse est restreinte aux six premiers mois

de l'année dans les périodes pré et post-intervention, l'impact de la mesure de gratuité sur la probabilité d'utiliser des services de santé disparaît.

6.3 *Impact de la mesure de gratuité sur les l'utilisation services de santé maternelle au sein des formations sanitaires publiques*

Le programme de gratuité ne concernait pas toutes les formations sanitaires. Seules les formations sanitaires publiques participaient au mécanisme de gratuité mis en place. Les cases de santé situées au niveau communautaire ainsi que les formations sanitaires du secteur privé et traditionnel ne participaient pas au programme (Witter *et al.*, 2010, 2008). On s'attendrait donc que la gratuité des soins encourage les femmes à utiliser davantage les services de santé maternelle publics. Toutefois, les résultats consignés sur les tableaux 11 indiquent un effet négatif et significatif de la gratuité sur l'utilisation des services de santé maternelle dans les formations sanitaires publiques. Mais une fois de plus, ce résultat n'est pas robuste lorsque l'échantillon est restreint aux six premiers mois de l'année.

TABLEAU 11

EFFETS DE LA GRATUITÉ SUR L'UTILISATION DES SERVICES DE SANTÉ MATERNELLE (DANS LES FORMATIONS SANITAIRES PUBLIQUES)

	Sans restriction		**Premiers semestres seulement**	
	(1)	**(2)**	**(3)**	**(4)**
	Naissance à l'hôpital	**Naissance assistée**	**Naissance à l'hôpital**	**Naissance assistée**
Période	0,003	0,006	0,020	0,012
	(0,032)	(0,033)	(0,046)	(0,042)
Traitement	–	–	–	–
	–	–	–	–
Traitement*Période	$-0,090^{*}$	$-0,095^{**}$	$-0,120$	$-0,101$
	(0,050)	(0,048)	(0,078)	(0,071)
Constante	$0,531^{***}$	$0,427^{***}$	$0,520^{***}$	$0,423^{***}$
	(0,011)	(0,011)	(0,024)	(0,021)
Caractéristiques de la mère et du ménage	Oui	Oui	Oui	Oui
Effet fixe mère	Oui	Oui	Oui	Oui
Observations	1304	1304	953	953
R^2	0,784	0,803	0,852	0,883

NOTE : Les variables de contrôle introduites dans le modèle sont l'âge de la mère, son niveau d'étude, le statut matrimonial, le niveau d'étude, le niveau de vie, la religion, la taille du ménage, le nombre d'enfants de moins de 5 ans dans le ménage, le niveau d'étude du conjoint, l'ethnie de la mère, la zone de résidence. Les valeurs entre parenthèses sont les écarts-types. $^{*}p < 0,10$, $^{**}p < 0,05$, $^{***}p < 0,01$. Source : Auteur, à partir des données 2005.

7. DISCUSSIONS

Les résultats présentés ci-dessus indiquent qu'au cours des six premiers mois qui ont suivi sa mise en œuvre, le programme de gratuité des soins a eu un impact négatif, mais non robuste sur la probabilité d'utiliser les services de santé

maternelle concernés par le financement, notamment l'accouchement dans une formation sanitaire et l'accouchement assisté par un professionnel de santé. Dans les milieux urbains et pour les ménages non pauvres, cet impact est même non significatif, quelle que soit l'estimation considérée. Ces résultats mis en évidence à partir de la méthode des doubles différences contrastent avec les attentes théoriques et une bonne partie de la littérature empirique antérieure (Ridde *et al.*, 2010) puisqu'ils ne permettent pas de mettre en évidence l'impact positif de la mesure de gratuité des soins sur l'utilisation des services de santé maternelle.

Il est cependant utile d'indiquer que contrairement à la majeure partie d'études d'évaluation des politiques d'abolition des paiements des services de santé réalisées en Afrique subsaharienne en général et au Sénégal en particulier (Meessen *et al.*, 2011; Witter *et al.*, 2010, 2008; Ministère de la Santé et de Prévention Médicale, 2007), la présente étude s'est proposée d'évaluer l'effet causal du programme plutôt que l'évolution de la demande des services de santé maternelle concernés par le programme après le déclenchement de la gratuité. Elle a ainsi pris en compte l'évolution de l'utilisation des services de santé maternelle dans le groupe de contrôle en s'appuyant sur une base de données représentative au niveau national. Pour une meilleure compréhension des résultats obtenus dans cette étude sur l'impact à court terme de la politique de gratuité sur l'utilisation des services de santé maternelle au Sénégal, il est crucial après quelques mois d'implémentation, d'interroger l'environnement contextuel dans lequel cette politique d'exemption a été mise en œuvre, sa perception du point de vue des usagers au moment de son implémentation ainsi que ses aspects processuels (Ridde, 2011; Ridde *et al.*, 2010).

Dans la plupart des pays d'Afrique de l'Ouest qui ont mis en œuvre des politiques d'exemption pour certaines catégories vulnérables, de nombreux effets inattendus ont été mis à jour du fait du fonctionnement chaotique et incohérent de leurs dispositifs, de leur manque de préparation, du défaut de communication, de l'inefficacité de leur gestion, mais surtout du fait de leur financement (de Sardan et Ridde, 2012). Au Mali par exemple, un pays d'Afrique de l'Ouest limitrophe du Sénégal, une étude a permis de montrer que les populations accordaient plutôt une valeur importante aux paiements des services de santé (Touré, 2012). Elles considéraient que la facturation des soins était un signe de considération et de reconnaissance dû à celui qui guérit pour le service rendu. Aussi, la facturation des soins agissait-elle positivement sur le comportement des usagers en termes de meilleure observance. Dans ces communautés, les usagers estiment que les soins de santé ne seront pas bien assurés lorsque les soins ne sont plus facturés et inversement. Aussi, lorsque les soins ne sont pas facturés, les patients peuvent difficilement exiger leur qualité aux professionnels de santé. Cette perception de la relation entre la facturation des soins et leur qualité justifie la pratique généralisée de gratifications informelles dans les services publics de la santé et pourrait au moins en partie expliquer que les usagers soient réticents à recourir aux soins lorsque les services de santé deviennent gratuits.

Une politique de gratuité pourrait donner lieu dès son implémentation à des effets pervers notamment si ses détails n'ont pas été suffisamment assimilés par les populations concernées. Ce qui peut être favorisé dès ses premiers mois d'implémentation, par l'inefficacité de la communication, les imprécisions sur le type de gratuité et ses contours. Pour ce qui est du Sénégal, si Witter *et al.* (2010) ont montré que le programme de gratuité a été bien disséminé aux communautés à travers une variété de méthodes de communication, ils indiquent également qu'il a été mal compris par les populations. Un nombre important d'incompréhensions et d'ambiguïtés ont été reportées par les populations après la mise en œuvre de la politique de gratuité. En effet, au cours de la première année d'implémentation du programme, certains usagers sénégalais concernés par la gratuité considéraient le programme de gratuité comme une politique qui couvrait uniquement les césariennes et qui prenait en compte les consultations prénatales alors même que ces dernières ne faisaient pas partir du *package* des services financés. D'autres estimaient que les accouchements normaux réalisés dans les hôpitaux de rang étaient gratuits. Pourtant, seuls ceux réalisés dans les postes de santé l'étaient. Cette situation était susceptible d'influencer finalement l'idée que les populations se faisaient du programme de gratuité dans sa réalité et de rendre son application confuse (Witter *et al.*, 2010) au point d'aboutir à un effet inattendu à court terme. Au Mali par exemple, l'expérience de la gratuité a montré que les populations assimilaient la politique d'exemption des soins aux promesses antérieures et non tenues de l'État (Touré, 2012). De ce point de vue, les usagers concernés par les exemptions étaient réticents et difficilement convaincus de la gratuité des soins programmée tant qu'ils n'en avaient pas encore fait eux-mêmes l'expérience. Ce qui a contribué à expliquer le faible recours aux soins de certaines populations malgré leur exposition à la gratuité.

Au-delà des incompréhensions et ambiguïtés liées au programme relevées ci-dessus, la difficulté de l'implantation du programme de gratuité des soins au Sénégal était principalement liée aux coûts que continuaient de supporter les ménages pour bénéficier des soins dans les formations sanitaires publiques situées dans les zones bénéficiant de la gratuité (Witter *et al.*, 2010). En effet, malgré la gratuité de certains services de santé maternelle, le transport vers les hôpitaux, l'alimentation à l'hôpital et les prescriptions des articles exclus du kit d'accouchement restaient payants pendant le séjour à l'hôpital. Certains usagers reportent même que pendant la phase de mise en œuvre du programme de gratuité au Sénégal, les usagers de façon générale continuaient à payer pour certaines fournitures comme les gants, les médicaments et même les frais de session et d'hospitalisation liés à l'accouchement. D'autres usagers relèvent que seul l'acte lié à accouchement était gratuit et non les coûts du matériel liés à l'accouchement [18]. Certaines populations continuaient donc à supporter des coûts conséquents contrairement au discours associé à la gratuité des frais liés à l'accouchement. Cette situation aurait pu, dans les phases d'implémentation, contribuer à décourager les ménages et à

18. Des révélations différentes étaient cependant faites sur la césarienne qui était complètement gratuite (Witter *et al.*, 2010).

les détourner des services publics de santé alors même que les soins offerts dans les formations sanitaires privées n'étaient pas à la portée des ménages pauvres et faiblement disponibles dans les zones rurales.

Aussi, au cours de la première année de mise en œuvre de la gratuité des soins au Sénégal, plusieurs insuffisances ont été relevées sur la disponibilité et la conformité des kits d'accouchement ainsi que sur la régularité des fonds de remboursement attendus par les hôpitaux. L'arrivée des kits d'accouchement n'était pas prévisible au niveau des hôpitaux et plusieurs retards ont été signalés. Cette situation s'apparente à celles qui ont été observées au Mali et au Niger par exemple, où les ruptures de stock d'intrants observées faisaient croire aux patients que les agents de santé en étaient les responsables et qu'ils détournaient les fonds (de Sardan et Ridde, 2012; Ridde *et al.*, 2010). Ce qui était susceptible de retirer la confiance que les usagers pouvaient encore accorder au programme de gratuité, au risque d'entraver sa mise en œuvre ou de le détourner de son objectif principal (Ridde *et al.*, 2010).

Par ailleurs, malgré la hausse attendue des fréquentations dans les formations sanitaires due à la mesure de gratuité, plusieurs insuffisances ont été relevées du côté de l'offre des services de santé. D'abord, la couverture sanitaire déficitaire du Sénégal ne s'est pas significativement améliorée avant et pendant la phase pilote du programme de gratuité, car sous la période 2000-2007, le Sénégal enregistrait encore un taux de couverture sanitaire de 0,4 professionnel de santé (médecins, infirmiers, sages-femmes) pour 1000 habitants contre la norme de 2,3 professionnels de santé pour 1000 habitants que l'OMS jugeait convenable pour les interventions essentielles en matière de soins de santé primaires considérés comme prioritaires pour réaliser les objectifs du millénaire pour le développement (OMS, 2008). Aussi, bien qu'il n'existe pas de norme mondiale en termes de disponibilité des services hospitaliers par rapport à la population totale, le Sénégal enregistrait sous la période 2001-2007, 1 lit d'hôpital pour 10 000 habitants contre 10 lits pour 10 000 habitants dans la région Africaine (OMS, 2009).

Compte tenu des insuffisances du côté offre, caractérisées par des déséquilibres en termes de couverture sanitaire et de disponibilité de services hospitaliers, le programme de gratuité était susceptible d'entraîner une surcharge de travail dans les formations sanitaires publiques situées dans les zones qui bénéficiaient de cette mesure. En plus, l'efficacité du programme de gratuité des soins était exposée au risque de refus d'adhésion des professionnels de santé (Ouedraogo *et al.*, 2013), puisqu'aucune prime additionnelle ou augmentation salariale n'avait été prévue dans le programme pour maintenir la motivation du personnel de santé présent dans les formations sanitaires publiques situées dans les zones qui bénéficiaient de la mesure de gratuité [19] (Witter *et al.*, 2010). Pourtant, une chute de

19. Dans les hôpitaux publics sénégalais, il existe une clef de répartition des recettes issues de la participation communautaire, qui alloue 20 % au personnel sanitaire en termes de primes. L'exemption des frais d'accouchement et de césarienne dans les hôpitaux publics avec une incidence négative sur les recettes et les primes du personnel de santé est susceptible de développer des réticences des

la motivation au travail est susceptible de provoquer des tensions dans les relations soignant-soigné et d'induire des effets pervers tels que les dessous de table, la continuité des facturations des actes et matériels supposés gratuits. Ces comportements contribuent à exclure à court terme les populations les plus pauvres et celles résidant dans les zones reculées de soins de santé gratuits et *in fine* à saper l'adhésion des potentiels bénéficiaires au système de gratuité.

Enfin, l'absence d'effet positif de la gratuité sur l'utilisation des soins de santé maternelle peut trouver son explication sur le fait qu'une femme qui a eu antérieurement une expérience heureuse en matière de maternité à l'hôpital peut considérer l'accouchement comme un événement moins dangereux. De ce fait, lorsque les naissances d'ordre supérieur à un apparaissent faciles chez les mères, ils pourraient décider de moins aller à l'hôpital la deuxième fois, malgré la mise en œuvre de la gratuité des soins. Ainsi, l'analyse au niveau individuel de l'impact de la gratuité pourrait contribuer à atténuer le résultat positif attendu si l'hypothèse qui vient d'être décrite est vérifiée au Sénégal.

CONCLUSION

L'objectif de cet article était d'évaluer l'impact à court terme du programme de gratuité des accouchements et césariennes engagé le 1er janvier 2005 au Sénégal sur l'utilisation des services de santé maternelle. Les estimations ont été réalisées à partir de la méthode des doubles différences (DID) en faisant usage des données d'observations provenant de la quatrième enquête démographique et de santé (EDS-IV) réalisée en 2005. Les résultats obtenus ont permis de montrer qu'à court terme, la mesure de gratuité des soins d'accouchement et de césarienne a causé un effet statistiquement nul sur l'utilisation des services de santé maternelle dans les zones urbaines et les ménages non pauvres. Dans les zones rurales et dans les ménages pauvres, l'effet négatif et significatif du programme de gratuité ne s'est pas avéré robuste sur l'utilisation des services de santé maternelle six mois plus tard. Ce résultat suscite des interrogations sur la mise à l'échelle précipitée au niveau national de cette politique de gratuité un an plus tard en 2006 alors que son dispositif n'était pas encore suffisamment rodé et maîtrisé. Une telle précipitation dans l'extension au niveau national d'un programme qui ne produit pas encore ses effets attendus pourrait expliquer l'échec des politiques de santé souvent mises en œuvre dans certains pays d'Afrique subsaharienne. Il importe de ce fait que des évaluations faisant usage de méthodologies adéquates s'intéressent à l'effet de l'extension de programme de gratuité au niveau national sur l'utilisation des soins de santé maternelle au Sénégal plus d'une décennie plus tard. Enfin, au-delà des bénéfices attendus ou estimés de ce programme de gratuité de soins, il importe également d'évaluer les coûts supportés par le gouvernement sénégalais

---

professionnels de santé par rapport à la réforme et de diluer la motivation de ceux-ci. Cette situation est susceptible d'affecter la qualité des soins dans les hôpitaux publics situés dans la zone exposée à la gratuité.

pour soutenir ce programme afin de scruter le niveau d'efficience de ce dernier, car un financement pérenne de ce type de programme en dépend fortement.

ANNEXE

TABLEAU 12a

DÉFINITIONS DES VARIABLES DU MODÈLE

Variables	**Définitions**
Âge	La variable continue de l'âge révolu de la mère.
Statut matrimonial	Variable binaire qui prend la valeur 1 si la mère est en couple et 0 sinon
Éducation de la mère	Variable catégorielle à 3 modalités : elle prend la valeur 0 si la mère n'est pas éduquée ; 1 si elle a un niveau primaire et 2 si elle a un niveau secondaire ou supérieur. Chaque modalité est transformée en variable dichotomique.
Religion	Variable à deux modalités. Elle prend la valeur 1 si la mère est musulmane et 2 si elle est chrétienne ou d'une autre religion. Chaque modalité est transformée en variable dichotomique.
Niveau de vie du ménage	Variable à trois modalités. Elle prend la valeur 1 si le ménage de la mère est pauvre, 2 si le niveau du ménage est moyen et 3 si la mère appartient à un ménage riche. Chaque modalité est transformée en variable dichotomique.
Taille du ménage	Le nombre de personnes dans le ménage.
Enfants de moins de 5 ans	Nombre d'enfants de moins de 5 ans dans le ménage.
Sexe du chef de ménage	Variable binaire qui prend la valeur 1 si le chef de ménage est un homme et 0 si le chef de ménage est une femme.
Nombre d'enfants de la mère	Variable continue du nombre d'enfants de la mère.
Éducation du conjoint	Variable catégorielle à 4 modalités. Elle prend la valeur 0 si le conjoint de la mère n'a aucun niveau, 1, si le conjoint de la mère a un niveau primaire, 2 si le conjoint de la mère a un niveau secondaire ou plus, 3 la mère ne sait pas, 4 si la mère n'a pas de partenaire. Chaque modalité est transformée en variable dichotomique.
Ethnie	Variable catégorielle à 4 modalités. Elle prend la valeur 1 si la mère est Wolof, 2 si la mère est Poular, 3 si la mère est Serer, 4 si la mère appartient aux autres ethnies. Chaque modalité est transformée en variable dichotomique.
Lieu de résidence	Variable catégorielle à deux modalités. Elle prend la valeur 1 si la mère réside en zone urbaine et 2 si elle réside en zone rurale. Chaque modalité est transformée en variable dichotomique.

SOURCE Auteur.

TABLEAU 12b

STATISTIQUES DESCRIPTIVES

	Ensemble			Groupe traité			Groupe témoin		
	Min	Max	Moy.	Min	Max	Moy.	Min	Max	Moy.
Âge	16	49	28,432	16	49	28,194	17	46	28,644
Statut matrimonial	0	1	0,981	0	1	0,979	0	1	0,983
Éducation de la mère	0	2	0,235	0	2	0,274	0	2	0,200
Religion	1	2	1,022	1	2	1,040	1	2	1,006
Niveau de vie du ménage	1	3	1,625	1	3	1,432	1	3	1,796
Taille du ménage	3	69	13,795	3	69	14,471	3	45	13,193
Enfants de moins de 5 ans	0	17	3,878	0	17	3,990	0	15	3,779
Sexe du chef de ménage	0	1	0,838	0	1	0,863	0	1	0,816
Nombre d'enfants de la mère	2	14	4,653	2	14	4,608	2	13	4,694
Éducation du conjoint	0	3	0,492	0	3	0,544	0	3	0,447
Ethnie	1	4	2,375	1	4	2,821	1	4	1,977
Milieu de résidence	1	2	1,733	1	2	1,773	1	2	1,698
N	1316			620			696		

SOURCE : EDS (2005).

BIBLIOGRAPHIE

AKIN, J. S. et P. HUTCHINSON (1999) : « Health-care facility choice and the phenomenon of bypassing », *Health Policy and Planning*, 14(2), 135–151.

ANSD ET ICF INTERNATIONAL (2012) : « Enquête Démographique et de Santé à Indicateurs Multiples au Sénégal (EDS-MICS) 2010-2011 », Agence Nationale de la Statistique et de la Démographie et ICF International, Calverton.

ANSP (2014) : « Recensement général de la population et de l'habitat, de l'agriculture et de l'élevage », Agence Nationale de la Statistique et de la Démographie, Sénégal.

AYAD, M. et S. N'DIAYE (2006) : « Enquête démographique et de santé au Sénégal », Document de Travail, Centre de Recherche pour le Développement Humain et ORC Macro.

BLUNDELL, R. et M. C. DIAS (2009) : « Alternative approaches to evaluation in empirical microeconomics », *Journal of Human Resources*, 44(3), 565–640.

BOUDREAUX, C., P. CHANTHALA et M. LINDELOW (2014) : « Assessing the elimination of user fees for delivery services in Laos », *PLoS One*, 9(3), e89784.

DE SARDAN, J.-P. O. et V. RIDDE (2012) : « L'exemption de paiement des soins au Burkina Faso, Mali et Niger », *Afrique contemporaine*, pp. 11–32.

DEOLALIKAR, A. B. et P. S. VASHISHTHA (1992) : « The utilization of government and private health services in India », Paper presented at the 1992 India and South East Asia meeting of the Econometrics Society, Dec. 19-21.

DZAKPASU, S., S. SOREMEKUN, A. MANU, G. TEN ASBROEK, C. TAWIAH, L. HURT, J. FENTY, S. OWUSU-AGYEI, Z. HILL, O. M. CAMPBELL ET AL. (2012) : « Impact of free delivery care on health facility delivery and insurance coverage in Ghana's Brong Ahafo Region », *PloS one*, 7(11), e49430.

EL-KHOURY, M., L. HATT et T. GANDAHO (2012) : « User fee exemptions and equity in access to caesarean sections : an analysis of patient survey data in Mali », *International Journal for Equity in Health*, 11(1), 49.

GERTLER, P. J., S. MARTINEZ, P. PREMAND, L. B. RAWLINGS et C. M. VERMEERSCH (2011) : *L'évaluation d'impact en pratique*. The World Bank.

GILSON, L. (1997) : « The lessons of user fee experience in Africa », *Health policy and planning*, 12(3), 273–285.

HATT, L. E., M. MAKINEN, S. MADHAVAN et C. M. CONLON (2013) : « Effects of user fee exemptions on the provision and use of maternal health services : a review of literature », *Journal of health, population, and nutrition*, 31(2), S67.

KOCH, S. F. ET AL. (2012) : « The abolition of user fees and the demand for health care : re-evaluating the impact », *Economic Research Southern Africa, WP*, 307.

LAGARDE, M. et N. PALMER (2011) : « The impact of user fees on access to health services in low-and middle-income countries », *Cochrane Database of Systematic Reviews*.

MANTHALU, G., D. YI, S. FARRAR et D. NKHOMA (2016) : « The effect of user fee exemption on the utilization of maternal health care at mission health facilities in Malawi », *Health Policy and Planning*, 31(9), 1184–1192.

MARIKO, M. (2003) : « Quality of care and the demand for health services in Bamako, Mali : the specific roles of structural, process, and outcome components », *Social Science & Medicine*, 56(6), 1183–1196.

MCPAKE, B., N. BRIKCI, G. COMETTO, A. SCHMIDT et E. ARAUJO (2011) : « Removing user fees : learning from international experience to support the process », *Health Policy and Planning*, 26(suppl_2), ii104–ii117.

MEESSEN, B., M. BIGDELI, K. CHHENG, K. DECOSTER, P. IR, C. MEN et W. VAN DAMME (2011) : « Composition of pluralistic health systems : how much can we learn from household surveys ? An exploration in Cambodia », *Health Policy and Planning*, 26(suppl_1), i30–i44.

MINISTÈRE DE LA SANTÉ ET DE PRÉVENTION MÉDICALE (2007) : « Évaluation des stratégies de réduction des barrières économiques socioculturelles, sanitaires et institutionnelles à l'accès aux soins obstétricaux et néonataux au Sénégal », Dakar, Sénégal.

MWABU, G. (1997) : « User charges for Health Care : A review of the Underlying Theory and Assumptions », *World Institute for Development and Economic Research.*

OMS (2008) : « Statistiques sanitaires mondiales », Organisation mondiale de la santé, Genève.

——— (2009) : « Statistiques sanitaires mondiales », Organisation mondiale de la santé, Genève.

——— (2013) : « Recommandations de l'OMS : optimisation des rôles du personnel de santé par la délégation des tâches pour améliorer l'accès aux interventions de santé maternelle et néonatale », Organisation mondiale de la santé, Genève.

——— (2015) : « Communiqués de presse, Le nombre de décès maternels a baissé de 44 % par rapport à 1990 », Organisation mondiale de la santé, Genève.

——— (2016) : « Santé maternelle », Organisation mondiale de la Santé, Genève, Aide-mémoire no. 348.

OUEDRAOGO, T. L., A. KPOZEHOUEN, Y. GLÉGLÉ-HESSOU, M. MAKOUTODÉ, J. SAIZONOU et M. TCHAMA-BOURAIMA (2013) : « Évaluation de la mise en œuvre de la gratuité de la césarienne au Bénin », *Santé Publique*, 25(4), 507–515.

PENFOLD, S., E. HARRISON, J. BELL et A. FITZMAURICE (2007) : « Evaluation of the delivery fee exemption policy in Ghana : population estimates of changes in delivery service utilization in two regions », *Ghana Medical Journal*, 41(3), 100.

RIDDE, V. (2011) : « Politiques publiques de santé, logiques d'acteurs et ordre négocié au Burkina Faso », *Cahiers d'études africaines*, pp. 115–143.

RIDDE, V., E. ROBERT et B. MEESSEN (2010) : « Les pressions exercées par l'abolition du paiement des soins sur les systèmes de santé », *World Health Report*, p. 43.

STEINHARDT, L. C., I. AMAN, I. PAKZAD, B. KUMAR, L. P. SINGH et D. H. PETERS (2011) : « Removing user fees for basic health services : a pilot study and national roll-out in Afghanistan », *Health Policy and Planning*, 26(2), ii92–ii103.

TIZIO, S. et Y.-A. FLORI (1997) : « L'initiative de Bamako : «santé pour tous» ou «maladie pour chacun» ? », *Revue Tiers Monde*, pp. 837–858.

TOURÉ, L. (2012) : « La baisse de qualité, prix à payer pour un meilleur accès aux soins ? », *Afrique contemporaine*, pp. 49–63.

WILKINSON, D., E. GOUWS, M. SACH et S. S. A. KARIM (2001) : « Effect of removing user fees on attendance for curative and preventive primary health care services in rural South Africa », *Bulletin of the World Health Organization*, 79, 665–671.

WITTER, S., M. ARMAR-KLEMENSU et T. DIENG (2008) : « Les systèmes nationaux d'exemption des coûts liés à l'accouchement : comparaison des expériences récentes du Ghana et du Sénégal », *Studies in SHO&P*.

WITTER, S., T. DIENG, D. MBENGUE, I. MOREIRA et V. DE BROUWERE (2010) : « The national free delivery and caesarean policy in Senegal : evaluating process and outcomes », *Health Policy and Planning*, 25(5), 384–392.