



HAL
open science

Forfait obstétrical et inégalités dans l'accès aux soins maternels en Mauritanie

Martine Audibert, Marion Anaïs N'Landu, Bertille Ravit, Andrainolo Raffalli,
Anaïs N'Landu, Marion Ravit, Andrainolo Ravalihasy, Valéry Ridde, Alexandre
Dumont

► **To cite this version:**

Martine Audibert, Marion Anaïs N'Landu, Bertille Ravit, Andrainolo Raffalli, Anaïs N'Landu, et al.. Forfait obstétrical et inégalités dans l'accès aux soins maternels en Mauritanie. *Revue Economique*, 2020, *Avancées de la recherche en microéconomie appliquée à l'occasion des XXXVIèmes JMA (Casablanca 2019)*, 71 (6), pp.1045 à 1067. <halshs-03380766>

HAL Id: halshs-03380766

<https://shs.hal.science/halshs-03380766v1>

Submitted on 15 Oct 2021

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



HAL Authorization

Forfait obstétrical et inégalités dans l'accès aux soins maternels en Mauritanie

Martine Audibert, Anaïs N'Landu, Marion Ravit, Bertille Raffalli, Andrainolo Ravalihasy, Valéry Ridde, Alexandre Dumont

Résumé : La Mauritanie a introduit en 2002 un système de prépaiement des soins de santé maternelle, le forfait obstétrical. L'objectif de cette étude est de savoir si le forfait améliore la qualité de l'accès et réduit les inégalités dans le recours aux soins obstétricaux. Les données sont celles de l'enquête ménages MICS-Mauritanie de 2015. Deux méthodes ont été utilisées. La première est la méthode des indices de concentration. La seconde est la méthode de décomposition des inégalités par fonction d'influence recentrée qui estime des effets marginaux en tenant compte des caractéristiques des individus. Le forfait obstétrical permet aux femmes enceintes d'accéder à des soins de meilleure qualité et contribue à la réduction des inégalités d'accès.

Obstetrical risk insurance scheme in Mauritania and inequalities in access to maternal care

Abstract: Mauritania introduced in 2002 a pre-payment system for maternal health care: the obstetrical risk insurance scheme. The objective of this study is to find out whether this scheme improves the quality of access and reduces inequalities in the use of obstetric care. Data are from the 2015 MICS-Mauritania household survey. Two methods were used. The first is the concentration index. The second is the decomposition method of inequalities by a recentered influence function, which estimates marginal effects taking into account the characteristics of individuals. The obstetrical risk insurance scheme allows pregnant women to access better quality care and contributes to reducing inequalities in access.

Mots-clés : inégalités, soins obstétricaux, indice de concentration, décomposition RIF.

Keywords: inequalities, obstetric care, concentration index, RIF decomposition.

JEL: I13, I14, I18

Martine Audibert, Centre d'Etudes et de Recherches sur le Développement International (CERDI), IRD-CNRS, Université Clermont Auvergne, FERDI

Adresse postale : 26, Avenue Léon Blum, 63000 Clermont-Ferrand, France

Adresse mel : martine.audibert@uca.fr

Anaïs N'Landu, Centre d'Etudes et de Recherches sur le Développement International (CERDI), IRD-CNRS, Université Clermont Auvergne

Adresse postale : 26, Avenue Léon Blum, 63000 Clermont-Ferrand, France

Adresse mel : anaisnlandu@yahoo.fr

Marion Ravit, Centre Population et Développement (CEPED), Institut de Recherche pour le Développement (IRD), Université Paris Descartes

Adresse postale : 45 rue des Saints-Pères, 75006 Paris, France

Adresse mel : marion.ravit@gmail.com

Bertille Raffalli, Centre Population et Développement (CEPED), Institut de Recherche pour le Développement (IRD), Université Paris Descartes

Adresse postale : 45 rue des Saints-Pères, 75006 Paris, France

Adresse mel : raffalli.bertille@gmail.com

Andrainolo Ravalihasy, Centre Population et Développement (CEPED), Institut de Recherche pour le Développement (IRD), Université Paris Descartes
Adresse postale : 45 rue des Saints-Pères, 75006 Paris, France
Adresse mel : andrainolo@gmail.com

Valéry Ridde, Centre Population et Développement (CEPED), Institut de Recherche pour le Développement (IRD), Université de Paris
Adresse postale : 45 rue des Saints-Pères, 75006 Paris, France
Adresse mel : valery.ridde@ird.fr

Alexandre Dumont, Centre Population et Développement (CEPED), Institut de Recherche pour le Développement (IRD), Université Paris Descartes
Adresse postale : 45 rue des Saints-Pères, 75006 Paris, France
Adresse mel: alexandre.dumont@ird.fr

Remerciements : Les auteurs remercient l'Agence française de développement (AFD) pour le financement du Forfait Obstétrical en Mauritanie et de la présente évaluation. Nos remerciements vont tout particulièrement à Florent Bedecarrats pour son aide et son soutien importants tout au long de cette étude. Nous remercions l'UNICEF pour avoir soutenu l'étude MICS en 2015 en Mauritanie et l'Office national de Statistiques (NOS) pour la réalisation de l'enquête et l'accès aux données. Nous souhaitons également remercier les professionnels de la santé impliqués dans cette étude (sages-femmes, infirmières et médecins) pour leur contribution, ainsi que les partenaires du Forfait obstétrical en Mauritanie, dont le Ministère de la santé et la Direction Régionale des Affaires Sociales (DRAS) et le Programme National de la Santé de la Reproduction. Cette étude faisait partie du travail de doctorat effectué par Marion Ravit et a été soutenu par l'Université Pierre et Marie Curie (UPMC) et le réseau doctoral de santé publique de l'École française de santé publique (EHESP) en France. Nous remercions également Christophe Muller, Catherine Korachais, Bruno Ventelou et deux rapporteurs anonymes pour leurs remarques et suggestions.

INTRODUCTION

Si la mortalité maternelle a diminué dans le monde¹, elle reste élevée dans les pays d'Afrique sub-saharienne (entre 300 et plus de 500 pour 100.000 naissances vivantes, WHO [2017]). Les femmes décèdent par suite de complications survenues pendant ou après la grossesse ou l'accouchement. La plupart de ces complications apparaissent au cours de la grossesse et les traitements efficaces sont connus. Les principales complications sont dues aux hémorragies sévères et aux infections qui se déclenchent essentiellement après l'accouchement, aux avortements à risque, à l'éclampsie (forte hypertension artérielle pouvant entraîner des convulsions), à des complications dues à l'accouchement dystocique.

L'accès équitable et approprié à des services de santé maternelle de qualité permet de dépister précocement ces complications, les traiter et éviter ainsi la plupart des décès maternels². Ainsi, le niveau de consommation des soins obstétricaux doit être le même quelle que soit la femme enceinte puisqu'il est admis que la plupart des complications obstétricales ne sont pas prévisibles. Les différentes consultations prénatales (CPN) et la surveillance du travail par un personnel qualifié ont pour objectif d'identifier les femmes à risque et de dépister assez tôt les complications pour les traiter efficacement. Par ailleurs, lors des CPN, les femmes reçoivent des soins de prévention pour accompagner leur grossesse.

Les politiques mises en place et recommandées par l'Organisation Mondiale de la Santé (OMS) pour réduire la mortalité maternelle visent à augmenter la proportion des femmes enceintes bénéficiant d'au moins quatre consultations prénatales durant leur grossesse, la proportion des accouchements en milieu assisté et à permettre à celles qui en ont besoin d'accéder à la césarienne. Selon Wagstaff et Claeson [2004], un taux d'accouchement en milieu assisté de 100% pourrait résulter en une diminution de 74% de la mortalité maternelle. De même, les césariennes pour raisons médicales réduisent la mortalité maternelle et néonatale³. Ces politiques ont d'autant plus de difficultés à obtenir l'impact espéré que les femmes enceintes ne se considérant pas, à juste titre, malades, voient peu de raison de se rendre dans des établissements de santé pour suivre des consultations prénatales et pour certaines, à accoucher dans ces établissements.

Pour accroître la couverture des soins obstétricaux, de nombreux pays d'Afrique subsaharienne ont mis en place des politiques visant à sensibiliser les femmes sur l'importance d'être suivies lors de la grossesse et à réduire le coût des soins maternels. C'est notamment le cas de la Mauritanie qui a introduit dès 2002, avec le soutien de l'Agence Française de Développement, un système de mutualisation du risque obstétrical : le forfait obstétrical (FO). Le FO repose sur le préfinancement du coût lié à la grossesse et à l'accouchement à travers le paiement d'un forfait (6.500 ouguiyas, soit 18 euros) à Nouakchott et Nouadhibou, 5.500

¹ D'après l'OMS, malgré d'importants progrès au cours des dernières années, 99% des décès maternels ont lieu dans les pays en développement (<http://www.who.int/fr/news-room/fact-sheets/detail/maternal-mortality>).

² <http://www.who.int/fr/news-room/fact-sheets/detail/maternal-mortality>

³ Le taux de césarienne idéal se situe à 10%. Au-delà de 10%, il n'y a plus d'association entre la mortalité maternelle et néonatale (Betran et al., [2015]) et la césarienne peut causer des complications importantes, voire fatales (OMS [2014]).

ouguiyas, soit 15 euros, dans le reste du pays. La souscription au FO est volontaire. Celui-ci comprend la prise en charge d'un suivi de la grossesse (quatre consultations prénatales, un bilan diagnostic de laboratoire, une échographie), de l'accouchement (simple ou compliqué avec prise en charge de la césarienne et du transfert si référence vers l'hôpital), d'une consultation post-natale ainsi que des médicaments permettant de traiter les principales pathologies liées à la grossesse (Fauveau et al, [2016]). Cependant, les femmes n'ont la possibilité d'accéder au forfait que si la structure de santé (FOSA) qu'elles fréquentent dispose du FO. Introduit d'abord dans la wilaya de Nouakchott, le FO s'est progressivement étendu à d'autres wilayas (région) à partir de 2004. L'un des principaux objectifs de ce forfait est d'améliorer l'accès aux soins maternels. De nombreuses études ont montré en effet que l'accès aux soins maternels est fortement corrélé au statut socioéconomique des femmes (Ahmed *et al.* [2010], Dzakpasu *et al.* [2014], Say et Raine [2007]). C'est ce que soulignait Hart [1971] avec sa célèbre « *loi inverse des soins* » selon laquelle la disponibilité de soins de santé de qualité varie inversement avec le besoin de la population desservie, loi proposée lorsqu'il étudiait les inégalités d'accès aux soins entre les plus riches et les plus pauvres au Royaume-Uni.

L'objectif de ce papier est de voir si le FO mis en place en Mauritanie contribue i) à améliorer la qualité de l'accès aux soins maternels en permettant aux femmes de suivre le nombre de consultations prénatales (CPN) recommandées, d'accoucher en milieu assisté et d'avoir accès à la césarienne si besoin, ii) à réduire les inégalités dans le recours aux soins obstétricaux.

METHODOLOGIE

Données

Les données utilisées proviennent de l'enquête MICS 2015 Mauritanie. Cette enquête a été réalisée à partir d'un sondage probabiliste aréolaire à trois degrés avec stratification au premier degré (UNICEF [2017]). Les unités primaires de sondage étaient les districts utilisés lors de la réalisation du Recensement Général de la Population et de l'Habitat en 2013 (RGHP – 2013). Les unités secondaires de tirage étaient les subdivisions de ces districts (subdivisions faites pour le recensement) et le dernier degré du sondage était constitué des ménages. Au cours de l'enquête, quatre questionnaires ont été administrés aux ménages participants : un questionnaire ménage, un questionnaire homme, un questionnaire femme et un questionnaire enfant de moins de cinq ans. Le recueil des données a été réalisé de juillet à novembre 2015. L'enquête a permis d'interroger 11.765 ménages et 14.342 femmes. Nous nous intéressons ici aux femmes qui ont accouché d'un enfant vivant, au cours des deux dernières années précédant l'enquête et qui ont eu une connaissance du forfait obstétrical, ce qui représente 2406 femmes⁴. Parmi ces femmes, 1528 femmes ont adhéré au forfait et 872 femmes n'y ont pas adhéré. L'ensemble des analyses réalisées par la suite prend en compte la procédure d'échantillonnage de l'enquête MICS.

⁴ Considérant que les femmes qui n'ont pas eu connaissance du FO ne pouvaient y adhérer, elles ont été exclues.

Variables d'intérêt

Le forfait ayant pour objectif d'améliorer l'accès des femmes aux soins obstétricaux, nous avons considéré les indicateurs ciblés par le forfait pour étudier l'accès et les inégalités : le nombre de consultations prénatales, l'accouchement dans une formation sanitaire (hôpital, centre de santé et poste de santé) et l'accouchement par césarienne. Ces indicateurs sont analysés sur l'ensemble de l'échantillon et sur les sous-groupes, définis à partir du statut socio-économique des femmes, mesuré ici par la richesse du ménage⁵ dans lequel elles vivent. L'indicateur de richesse du ménage que nous avons utilisé est celui de la base MICS 2015 (nommé indice de bien-être) qui est un indicateur de niveau de vie composite et continu construit à partir d'une analyse en composantes principales (Jolliffe [2002], Vyas et Kumaranayake [2006]).

Méthode d'analyse

Pour mesurer le degré d'inégalités dans le recours aux soins de santé maternelle, nous avons calculé les indices de concentration, méthode la plus courante pour mesurer les inégalités sociales dans l'utilisation des services de santé, (Regidor [2004a] [2004b], Van Doorslaer *et al.* [2006], Wagstaff *et al.* [1991]).⁶ Les indices de concentration permettent de mesurer le degré d'association entre la variable de recours aux soins de santé et la variable socio-économique en prenant en compte l'ensemble de la distribution de cette dernière (Mackenbach et Kunst [1997], Wagstaff *et al.* [1991]). L'indice de concentration se calcule de la manière suivante :

$$(1) \quad C = 1 - \frac{\sum_{i=1}^N (2\lambda_i - 1)h_i}{N^2 \mu_h} = \frac{2 \text{cov}(\lambda, h)}{\mu_h}$$

avec λ_i représentant la position socioéconomique de l'individu i , h_i la variable de santé (recours aux soins) et μ_h la moyenne de la variable de recours aux soins.

La position socioéconomique peut être définie comme étant une fonction de la variable de statut socioéconomique Y :

$$(2) \quad \lambda_i = F(Y)$$

Pour mesurer les inégalités dans l'accès aux soins, O'Donnell *et al.* [2007] ainsi que Wagstaff et van Doorslaer [2000], évoquant le principe d'équité horizontale, suggèrent qu'il est nécessaire de standardiser la mesure des inégalités par les besoins de chaque individu. Le contexte de cette étude ne permet cependant pas de réaliser la procédure de standardisation

⁵ Faute de données sur le revenu ou les dépenses de consommation, l'indicateur utilisé est un indicateur de niveau de vie. Ce type d'indicateur est par ailleurs préféré au revenu ou aux dépenses dans la mesure où les réponses sur les revenus sont très approximatives lorsque les revenus ne sont pas des salaires et qu'ils peuvent fluctuer fortement selon la période. De même, l'estimation des dépenses de consommation peut poser des problèmes de biais de mesure liés à la fiabilité des indices de prix au consommateur. L'indice de bien-être apparaît comme une bonne alternative (Sahn et Stifel [2000]).

⁶ L'indice de concentration (IC) de Wagstaff est plus adapté ici que le coefficient de Gini, utilisé pour mesurer les inégalités de revenu. En effet, le coefficient de Gini est une mesure univariée (seul le revenu est considéré) tandis que l'IC de Wagstaff est une méthode bivariée qui tient compte de la double dimension : inégalité d'accès et inégalité de richesse.

présentée par Wagstaff et van Doorslaer [2000] en raison de l'absence de variables sur l'état de santé des femmes dans la base MICS 2015. Il est difficile en outre de classer, pour les soins maternels, les femmes selon leurs besoins. Aussi, nous calculons l'indice de concentration pour les trois variables de recours aux soins en utilisant la variable richesse, caractérisant ici le statut socio-économique.

Il existe aujourd'hui de nombreuses variantes de l'indice de concentration (Erreygers [2009], Kjellsson et Gerdtham [2013], Wagstaff [2005] [2002]). Parmi ces variantes, figure l'indice de concentration de Wagstaff qui permet de calculer un indice de concentration adapté à des variables de santé de type binaire. Nous avons ainsi calculé un indice de concentration pour chacune des variables de recours (consommation) aux soins à partir de la variable de statut socioéconomique retenu (indice de richesse). Plus précisément, l'indice de concentration standard est calculé pour le nombre de consultations prénatales. Étant donné le caractère binaire de nos variables « accouchement en FOSA » et « césarienne », nous emploierons la correction de Wagstaff dans le calcul de l'indice de concentration. Un Z-test est appliqué pour confirmer ou infirmer l'existence et la significativité des éventuelles différences d'inégalités observées entre les femmes qui ont adhéré et celles qui n'ont pas adhéré au FO.

Pour estimer la contribution du forfait sur les inégalités d'accès aux soins maternels, on adopte la méthode de fonction d'influence recentrée (ou régression quantile inconditionnelle) proposée par Firpo *et al* [2009]. Cette méthode répond aux différentes lacunes des méthodes traditionnelles de décomposition (Erreygers et Kessels [2013], Fortin et al. [2011], Heckley et al. [2016], Kessels et Erreygers [2015] [2016]), dont celle proposée par Wagstaff *et al.* [2003], dans le sens où, contrairement à la décomposition de Wagstaff *et al.*, elle prend en considération l'association entre les covariables et le rang socioéconomique de l'individu, induisant qu'un changement dans une des covariables peut modifier le rang de l'individu. Elle vise à expliquer les causes de l'inégalité non pas en se concentrant sur les variables qui constituent la covariance, mais en décomposant la variance pondérée de la dépendante et du rang socioéconomique, c'est-à-dire l'indice dépendant du rang. La méthode consiste à régresser une transformation - la fonction d'influence (recentrée) - de la variable de résultat, Y , sur les variables explicatives. La fonction d'influence $IF(Y; v, F_y)$ d'une statistique de distribution $v(F_y)$ représente l'influence d'une observation individuelle sur $v(F_y)$. L'ajout de cette statistique à la fonction d'influence donne la fonction d'influence recentrée (RIF) (Firpo *et al* [2009]). La valeur RIF pour un individu spécifique indique comment la statistique changerait si cet individu était retiré de l'échantillon. C'est une méthode de régressions quantiles inconditionnelles qui permet aux covariables d'affecter la variable dépendante en modifiant non seulement l'emplacement et l'échelle de la distribution, mais également sa forme entière. Au lieu de comparer les moyennes de distribution des deux groupes et de décomposer l'écart moyen, cette méthode compare les quantiles de distribution des deux groupes pour le même indice de quantile, faisant apparaître, non plus un effet moyen, mais un effet en forme de U (Firpo, Fortin, Lemieux [2011], http://www.crest.fr/ckfinder/userfiles/files/Pageperso/rathelot/1101_quantile6_FFL.pdf).

La première étape calcule, à partir de l'indice de concentration, un nouvel indice d'inégalité, appelé RIF, non plus au niveau des groupes de population, mais au niveau de chaque individu (femme). Soit :

$$(3) \text{RIF}(h, F_Y(y); v^1) = v^1(F_{H,F_Y}) + \text{IF}(h, F_Y(y); v^1)$$

La RIF est ensuite régressée (par la méthode standard des moindres carrés ordinaires) sur un ensemble de covariables (déterminants) dont on estime les effets marginaux β_k , dont le forfait :

$$(4) \text{RIF}_i = \beta_0 + \beta_1 \text{FORFAIT}_i + \sum_{k=2}^p \beta_k X_{k,i} + \varepsilon_i$$

La fonction d'influence recentrée reflète alors dans quelle mesure chaque individu (et donc ses caractéristiques et celles de son entourage : âge, éducation, éducation du chef de ménage, forfait obstétrical, etc.) influence le degré d'inégalité dans le recours aux soins obstétricaux.

Pour tenir compte en partie du biais de sélection qui est lié à l'adhésion au forfait, nous avons utilisé la méthode d'ajustement par pondération, en pondérant chaque femme par l'inverse de leur probabilité d'adhérer au forfait selon leurs caractéristiques, soit l'inverse du score de propension (calculé dans une étude précédente) $p(X)$ pour les femmes ayant adhéré et $(1-p(x))$, pour les femmes n'ayant pas adhéré (Lunceford et Davidian [20014]). La pondération inverse par le score de propension permet de redresser les échantillons de manière à ce que les distributions des caractéristiques des individus ayant adhéré et n'ayant pas adhéré au forfait soient les mêmes. Le redressement des distributions des caractéristiques qui deviennent comparables entre les personnes ayant adhéré ou non au forfait permet de corriger les perturbations quant à l'adhésion au forfait. L'analyse de la contribution individuelle permet d'affiner les analyses en tenant compte des caractéristiques sociodémographiques : les informations apportées conjointement par ces différentes caractéristiques au niveau individuel avant d'être agrégées au niveau populationnel permettent de voir dans quelles mesures l'adhésion au forfait obstétrical réduit les inégalités compte-tenu de ces caractéristiques individuelles.

Un modèle logit a été utilisé pour identifier les déterminants (région, zone de résidence urbain-rural, niveau d'éducation du chef de ménage, quintile de richesse du ménage, parité de la femme) pour chaque femme de l'adhésion au forfait en fonction de ses caractéristiques. Toutes les analyses statistiques sont réalisées à partir du logiciel STATA 14 et les indices de concentration sont calculés à partir de la commande « conindex ».

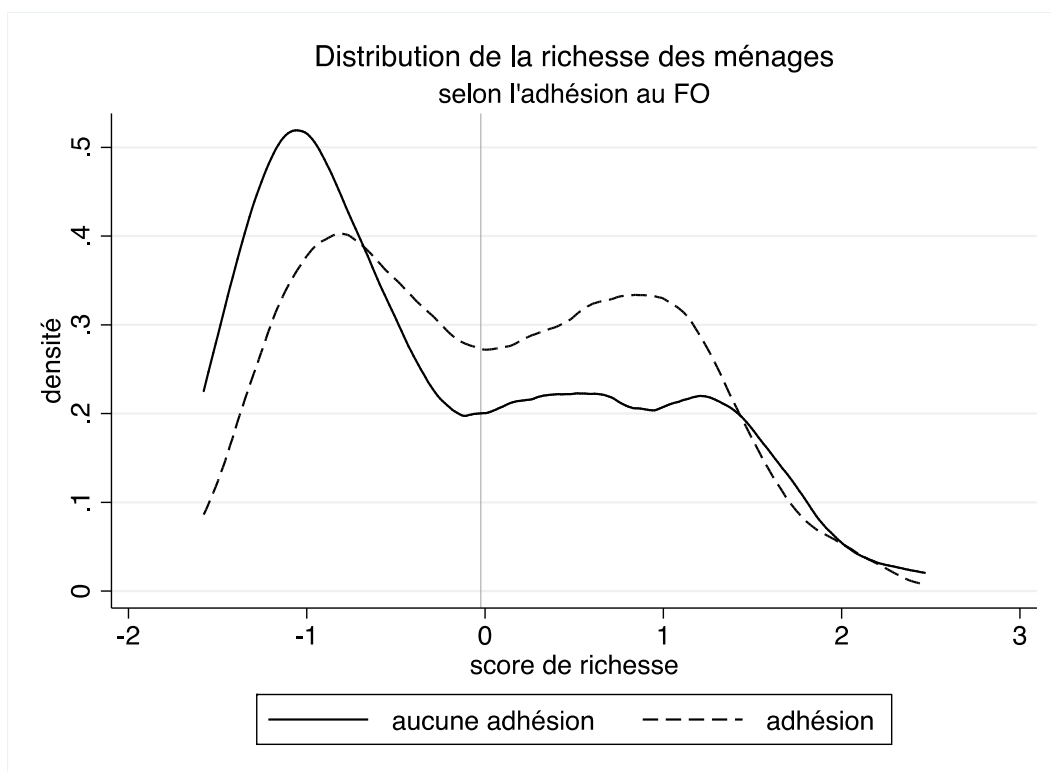
RESULTATS

Analyse descriptive

La figure 1 présente la distribution du score de richesse des ménages en fonction de l'adhésion des femmes au forfait. Dans le groupe des femmes qui n'ont pas adhéré au forfait, la distribution du score de richesse est assez concentrée autour de -1, avec un peu plus de 50% des femmes ayant un score proche de cette valeur. Dans le groupe des femmes qui ont adhéré

au forfait, la distribution est décalée vers la droite et montre que 40% de ces femmes ont un score égal à -0,80, point à partir duquel la courbe de distribution passe au-dessus de celle des non adhérentes. Plus d'un tiers des adhérentes a un score de richesse égal à un, contre 20% seulement pour les non-adhérentes. Il y a donc en proportion davantage de femmes avec un faible niveau de richesse et moins avec un niveau intermédiaire parmi les femmes non adhérentes que parmi les femmes adhérentes au forfait. A partir d'un score supérieur à 1,4, (les plus riches) les deux courbes se rejoignent. Près d'un quart des femmes de l'échantillon sont sans instruction et la différence entre adhérentes et non-adhérentes est non significative. On observe une différence significative entre les deux groupes selon le type d'éducation. Ainsi, 40% des femmes adhérentes ont un niveau primaire contre 35% pour les non-adhérentes tandis que la proportion des femmes qui n'a suivi que des enseignements traditionnels (coranique) est plus élevée dans le groupe qui n'a pas adhéré au forfait.

Figure 1 : Distribution de la richesse des ménages selon l'adhésion au FO

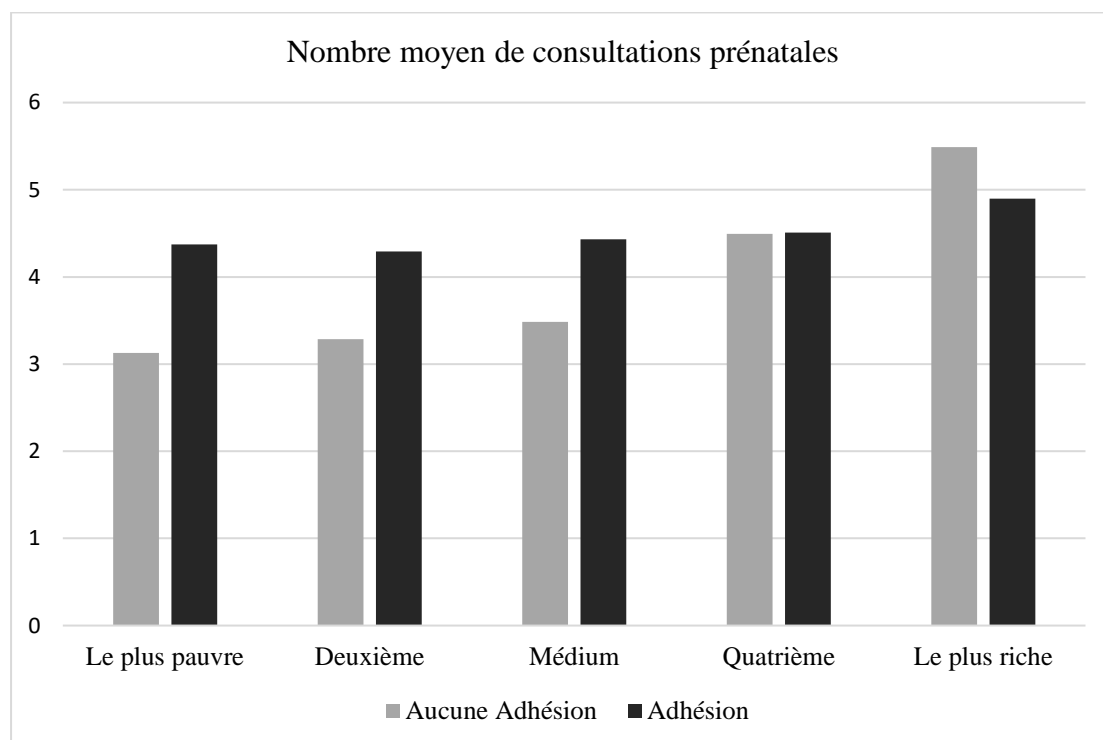


Source : Auteurs à partir des données MICS, 2015

Le nombre moyen de consultations prénatales varie entre trois et cinq selon le quintile de richesse. La progression est croissante et linéaire, mais elle est plus marquée pour les femmes qui n'ont pas adhéré que pour celles qui ont adhéré (figure 2). Parmi les femmes qui n'ont pas adhéré au forfait, les femmes les plus aisées ont en moyenne près de deux visites prénatales supplémentaires par rapport aux femmes les plus pauvres. On remarque par ailleurs une

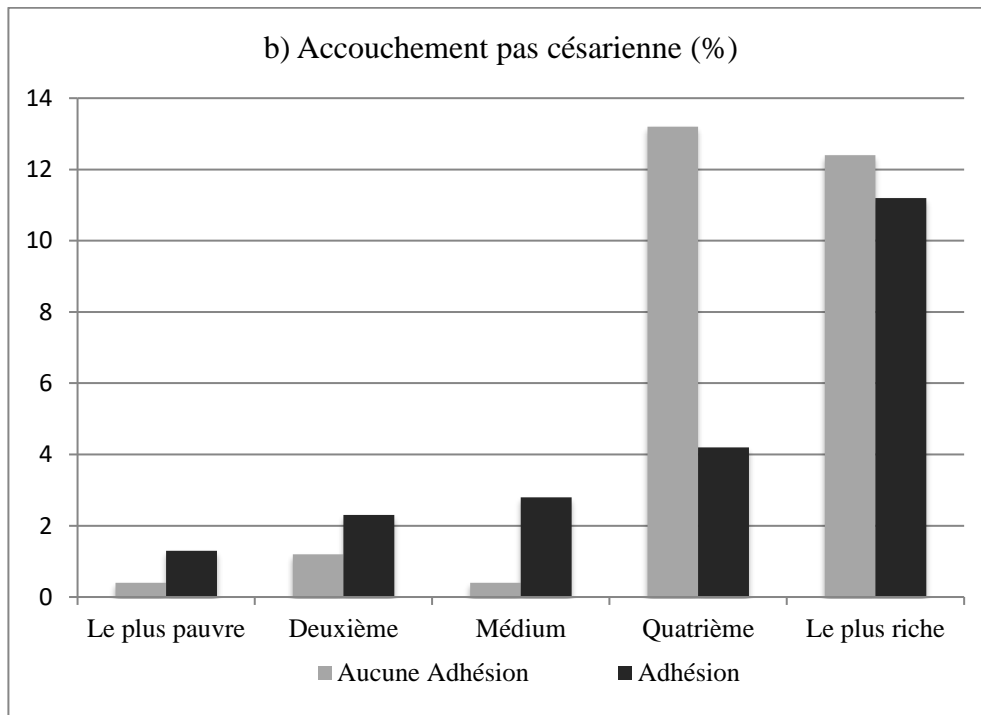
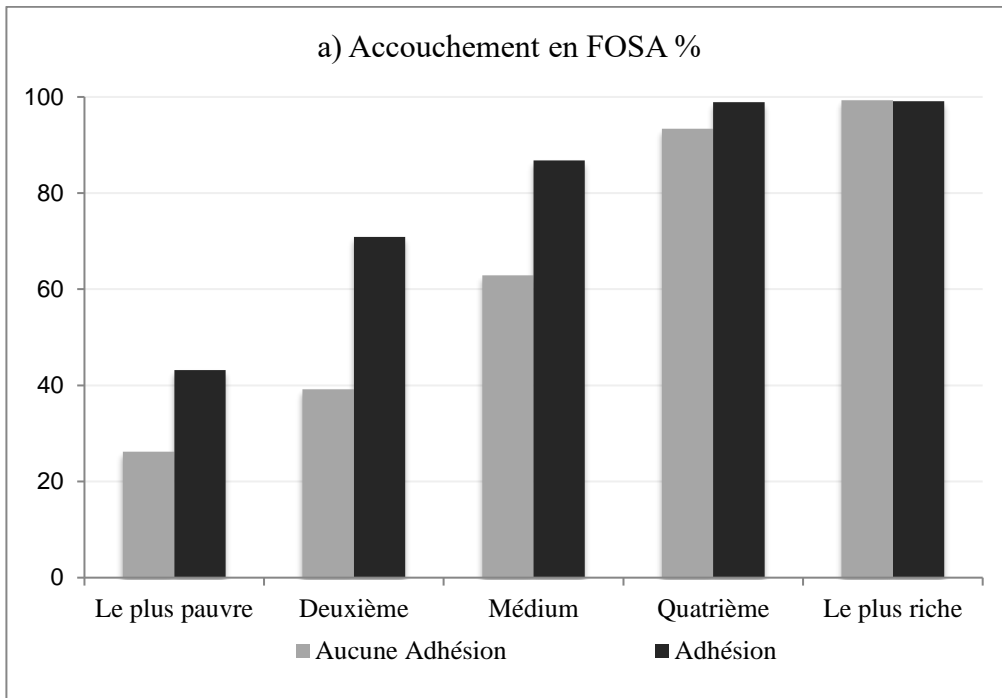
progression importante après le 3^{ième} quintile de richesse. Pour les femmes qui ont adhéré au forfait, le nombre moyen de visites prénatales est plus élevé (plus de quatre CPN), quel que soit le niveau de richesse et ce nombre augmente progressivement entre le premier et le dernier quintile. Les femmes les plus riches (4^{ième} et 5^{ième} quintiles) accouchent majoritairement en formation sanitaire qu'elles aient ou non adhéré au forfait (plus de 90%, figure 3a). Si pour ces femmes, le forfait ne semble pas être une incitation, l'adhésion au forfait aurait un impact beaucoup plus important sur l'accouchement en milieu assisté pour les femmes des trois premiers quintiles. Ainsi, 74% (Q1), 60% (Q2) et 40% (Q3) des femmes qui n'ont pas adhéré accouchent à domicile contre respectivement, 57%, 29% et 13% des femmes qui ont adhéré au forfait. Qu'elles aient adhéré ou non au forfait, la proportion des femmes des trois premiers quintiles ayant accouché par césarienne est faible et inférieure (figure 3b) au taux minimal des 3% recommandé par l'OMS pour satisfaire les besoins essentiels de la population (Dumont et al., 2001). Pour les femmes les plus aisées (Q4 et Q5), cette proportion est paradoxalement plus élevée pour celles qui n'ont pas adhéré au forfait (plus de 12%) que pour celles qui ont adhéré (4% et 11%, respectivement).

Figure 2 : Nombre moyen de consultations prénatales selon le niveau de richesse des femmes enceintes et l'adhésion au forfait



Source : Auteurs à partir des données MICS, 2015

Figure 3 : Accouchement en FOSA (a) et Accès à la césarienne (b) selon le niveau de richesse



Source : Auteurs à partir des données MICS, 2015

Inégalités d'accès aux soins maternels

Le tableau 1 présente les indices de concentration populationnels pour le nombre de consultations prénatales, l'accouchement en FOSA et l'accouchement par césarienne en fonction du niveau de richesse. Ces indices sont tous positifs, ce qui souligne l'existence d'une concentration plus élevée de l'usage des soins obstétricaux parmi les femmes les plus riches (concentration pro-riche). L'indice de concentration pour l'accès aux CPN pour l'ensemble des femmes est faible (0,06), mais différent selon les deux sous-groupes. En l'absence d'adhésion au forfait, l'indice de concentration des consultations prénatales est plus élevé (0,12) que celui avec adhésion, groupe dans lequel les inégalités ont quasiment disparu (0,02). Le test d'homogénéité calculé sur l'indice de concentration avec et sans forfait, confirme l'existence d'une différence significative entre les deux groupes en termes d'inégalité. L'accouchement dans les formations sanitaires constitue le soin maternel pour lequel les inégalités sont d'autant plus marquées. L'indice de concentration s'élève à 0,73 pour l'ensemble des femmes ainsi que pour les deux sous-groupes (avec ou sans FO). Cet indice est moins élevé et égal à 0,48 pour l'accès à la césarienne. Le test de comparaison entre les femmes qui ont adhéré (indice = 0,39) et celles qui n'ont pas adhéré (indice = 0,61) ne rejette cependant pas l'hypothèse d'absence de différence significative entre les deux indices de concentration.

Tableau 1 : Indice de concentration de l'accès aux soins maternels en fonction du niveau de richesse

	N	Valeur indice (écart-type robuste)	p-value
CPN			
Indice (ensemble)	2342	0,0638 (0,0085)	0,0000
Indice sans FO	841	0,1269 (0,0161)	0,0000
Indice avec FO	1496	0,0283 (0,0077)	0,0022
Diff = -0,1031	Ecart-type = 0,01792	z-stat= -5,75	0,0000
Accouchement en FOSA			
Indice Wagstaff corrigé (ensemble)	2400	0,73103 (0,0375)	0,0000
Indice sans FO	872	0,71505 (0,0381)	0,0000
Indice avec FO	1528	0,7253 (0,0628)	0,0000
Diff = 0,0103	Ecart-type = 0,0735	z-stat= -0,14	0,8886
Césarienne			
Indice Wagstaff corrigé (ensemble)	2400	0,4787 (0,0715)	0,0000
Indice sans FO	872	0,6126 (0,1304)	0,0000
Indice avec FO	1528	0,3918 (0,0928)	0,0000
Diff = -0,2207	Ecart-type = 0,1600	z-stat= -1,38	0,1679

Nb : FO = forfait obstétrical. Calcul des auteurs.

Effets marginaux des variables contribuant aux inégalités d'accès aux soins maternels

Les tableaux 2, 3 et 4 présentent les résultats issus de la méthode RIF de décomposition des inégalités (mesuré à partir des indices de concentration basés sur la richesse) sur l'ensemble de l'échantillon (tableau 2) puis selon le milieu de résidence (urbain, tableau 3 ; rural, tableau 4). L'adhésion au forfait réduit significativement le degré d'inégalité dans le recours aux soins prénataux (-0,12) et ce de façon plus prononcée en milieu rural (-0,15) qu'en milieu urbain (-0,07). Elle contribue également à réduire les inégalités pour les accouchements en formation sanitaire sur l'ensemble de l'échantillon (-0,52 et -0,44, col. 3 et 4, tableau 2) et aussi bien en milieu urbain (-0,68 et 0,52, col. 3 et 4, tableau 3) qu'en milieu rural (-0,54 et -0,47, col. 3 et 4, tableau 4). En revanche, l'adhésion au forfait ne contribue pas à la réduction des inégalités d'accès à la césarienne, notamment en milieu rural (tableau 4, coefficient non significatif, col 5 et 6) alors qu'elle contribuerait à les augmenter en milieu urbain (+0,49, col 6 tableau 3), lorsqu'on contrôle par les régions. Les autres variables qui contribuent à expliquer les inégalités d'accès aux soins maternels (tableau 2) et à les réduire sont les caractéristiques du chef de ménage : son niveau d'éducation, et son âge. Au contraire le fait que le chef de ménage soit un homme conduit à augmenter les inégalités d'accès aux soins maternels. Résider en zone urbaine contribue à réduire les inégalités pour l'accouchement en établissement de santé (-0,64) et pour l'accès aux césariennes (-0,46).

On observe des différences selon le lieu de résidence (RIF estimée sur deux sous-groupes : femmes résidant en milieu urbain et femmes résidant en milieu rural). Ainsi, si le niveau d'éducation de la femme enceinte contribue à réduire les inégalités pour l'accès aux CPN (-0,049, -0,038, col 2 et 3, tableau 2), cet effet est surtout observé en milieu urbain (-0,07, -0,049, col 2 et 3, tableau 3). De même, l'effet d'un chef de ménage homme sur les césariennes est observé pour les femmes des zones urbaines (0,47 et 0,50, tableau 3), mais disparaît en zone rurale (tableau 4). En zone rurale, les autres variables qui agissent sur les inégalités pour l'accès à l'accouchement assisté sont la taille du ménage qui les augmente et l'éducation et l'âge du chef de ménage qui les réduit.

Tableau 2 : RIF (basé sur la richesse) - OLS Décomposition (ensemble de l'échantillon)

VARIABLES	CPN		Accouchement FOSA		Césarienne	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Adhésion Forfait	-0.123*** (0.0195)	-0.122*** (0.0189)	-0.518*** (0.0650)	-0.445*** (0.0654)	-0.130 (0.117)	-0.0230 (0.125)
Age de la femme	0.000475 (0.00100)	0.000698 (0.000982)	0.00468 (0.00408)	0.00613 (0.00408)	0.00173 (0.00829)	0.00512 (0.00833)
Coranique/Mahadra	-0.0215 (0.0280)	-0.00803 (0.0288)	0.163 (0.105)	0.0711 (0.0937)	0.203 (0.179)	0.163 (0.185)
Primaire	-0.0399** (0.0164)	-0.0323 (0.0165)	-0.0912 (0.0804)	-0.127 (0.0733)	0.0282 (0.158)	0.0378 (0.161)
Secondaire et Plus	-0.0487*** (0.0178)	-0.0384** (0.0178)	-0.107 (0.0720)	-0.105 (0.0710)	-0.345 (0.203)	-0.224 (0.207)
Statut marital	0.00488 (0.0243)	0.00258 (0.0240)	0.109 (0.0947)	0.129 (0.0937)	0.167 (0.214)	0.126 (0.215)
Sexe chef de ménage	0.0410*** (0.0156)	0.0436*** (0.0153)	0.173*** (0.0547)	0.0751 (0.0522)	0.333*** (0.123)	0.333*** (0.128)
Education chef	-0.0181*** (0.00684)	-0.0194*** (0.00679)	-0.108*** (0.0249)	-0.0936*** (0.0252)	-0.107 (0.0666)	-0.0876 (0.0670)
Age chef du ménage	-0.00126** (0.000532)	-0.00131** (0.000533)	-0.00782*** (0.00209)	-0.00704*** (0.00211)	-0.00708 (0.00469)	-0.00688 (0.00469)
Taille du ménage	0.00107 (0.00118)	0.000457 (0.00129)	0.0167* (0.00897)	0.0112 (0.00954)	0.0198 (0.0156)	0.0104 (0.0159)
Lieu de résidence	-0.0121 (0.0149)	0.00825 (0.0179)	-0.630*** (0.0716)	-0.643*** (0.0851)	-0.462*** (0.120)	-0.197 (0.146)
Gharbi		0.0459 (0.0460)		0.283 (0.266)		0.684** (0.293)
Assaba		-0.0574 (0.0314)		-0.118 (0.118)		0.329 (0.277)
Gorgol		0.0422		0.224**		0.760***

		(0.0243)		(0.112)		(0.234)
Brakna		0.0397		-0.274**		0.232
		(0.0211)		(0.116)		(0.243)
Adrar		0.114		-0.423***		0.329
		(0.0772)		(0.148)		(0.464)
Dakhlet		0.0312**		0.0839**		-0.203
		(0.0133)		(0.0348)		(0.239)
Trarza		0.0540**		-0.317***		0.386
		(0.0225)		(0.106)		(0.257)
Tagant		0.0445		0.0633		0.553**
		(0.0368)		(0.151)		(0.277)
Guidimagha		0.0813		0.327***		0.728***
		(0.0521)		(0.119)		(0.271)
Tiris		-0.0619***		-0.154**		-0.297
		(0.0213)		(0.0625)		(0.503)
Chargui		0.0166		0.294**		0.670**
		(0.0436)		(0.133)		(0.275)
Inchiri		-0.00807		-0.294***		-0.0239
		(0.0373)		(0.107)		(0.712)
Constant	0.179***	0.143**	1.023***	0.963***	0.134	-0.109
	(0.0550)	(0.0562)	(0.195)	(0.197)	(0.315)	(0.438)
Observations	2,290	2,290	2,350	2,350	2,350	2,350

Colonnes 1, 3, 5, régions non introduites, colonnes 2,4,6, région introduites. Écart-type entre parenthèses, *** p<0.01, ** p<0.05

Tableau 3 : RIF (basé sur la richesse – OLS Décomposition (échantillon urbain))

VARIABLES	CPN		Accouchement FOSA		Césarienne	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Adhésion Forfait	-0.0725*** (0.0267)	-0.0694** (0.0275)	-0.679*** (0.162)	-0.521*** (0.158)	0.370 (0.197)	0.488** (0.211)
Age de la femme	-0.00170 (0.00153)	-0.00138 (0.00145)	-0.00321 (0.00798)	-0.000350 (0.00827)	-0.000749 (0.0124)	0.00295 (0.0124)
Coranique/Mahadra	-0.0297 (0.0400)	-0.0169 (0.0348)	0.139 (0.214)	0.132 (0.193)	0.0470 (0.205)	0.0667 (0.196)
Primaire	-0.0218 (0.0240)	-0.0208 (0.0219)	0.156 (0.147)	0.149 (0.124)	-0.287 (0.221)	-0.304 (0.223)
Secondaire et Plus	-0.0682*** (0.0235)	-0.0488** (0.0223)	-0.0779 (0.117)	-0.00309 (0.105)	-0.338 (0.228)	-0.202 (0.223)
Statut marital	-0.0429 (0.0371)	-0.0525 (0.0355)	0.140 (0.167)	0.0836 (0.171)	-0.356 (0.271)	-0.448 (0.278)
Sexe chef de ménage	0.0232 (0.0187)	0.0380** (0.0188)	0.0983 (0.130)	0.0335 (0.127)	0.474** (0.214)	0.505** (0.225)
Education chef	-0.00914 (0.00865)	-0.0101 (0.00869)	-0.101** (0.0420)	-0.0792 (0.0407)	-0.100 (0.0743)	-0.0795 (0.0736)
Age chef	-0.00121 (0.000774)	-0.00123 (0.000722)	-0.000438 (0.00616)	-0.00131 (0.00621)	-0.0135** (0.00606)	-0.0139** (0.00614)
Taille du ménage	0.00198 (0.00168)	-0.000536 (0.00179)	-0.00728 (0.0108)	-0.00735 (0.00988)	0.0188 (0.0186)	0.00429 (0.0194)
Gharbi		0.157** (0.0743)		1.452 (1.287)		0.836** (0.337)
Assaba		-0.0683 (0.0518)		0.583 (0.313)		0.355 (0.310)
Gorgol		0.126**		0.0236		0.719***

		(0.0487)		(0.163)		(0.212)
Brakna		0.0739		0.217		0.117
		(0.0381)		(0.345)		(0.326)
Adrar		0.0961		0.603		1.080***
		(0.0683)		(0.486)		(0.241)
Dakhlet		0.0311		0.0413		-0.232
		(0.0192)		(0.0720)		(0.183)
Trarza		0.104***		0.0175		0.633**
		(0.0275)		(0.171)		(0.261)
Tagant		0.0160		0.287		-0.0952
		(0.0466)		(0.392)		(0.334)
Guidimagha		0.0569		1.349**		0.926***
		(0.0773)		(0.610)		(0.245)
Tiris		-0.0587		-0.318**		-0.00963
		(0.0311)		(0.133)		(0.279)
Chargui		-0.107		0.0921		-0.401
		(0.0607)		(0.250)		(0.401)
Inchiri		0.0642		-0.350		0.785***
		(0.0830)		(0.186)		(0.211)
Constant	0.227***	0.208**	0.666	0.381	0.827	0.580
	(0.0822)	(0.0805)	(0.523)	(0.498)	(0.439)	(0.454)
Observations	1,069	1,069	1,091	1,091	1,091	1,091

Écart-type entre parenthèses, *** p<0.01, ** p<0.05

Tableau 4 : RIF (basé sur la richesse) – OLS Décomposition (échantillon rural)

VARIABLES	CPN		Accouchement FOSA		Césarienne	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Adhésion Forfait	-0.147*** (0.0281)	-0.148*** (0.0275)	-0.542*** (0.0829)	-0.469*** (0.0848)	-0.322 (0.274)	-0.198 (0.292)
Age de la femme	0.000187 (0.00145)	0.000272 (0.00143)	0.00651 (0.00572)	0.00755 (0.00578)	0.0224 (0.0177)	0.0252 (0.0176)
Coranique/Mahadra	-0.0219 (0.0379)	-0.00548 (0.0407)	0.204 (0.121)	0.102 (0.111)	0.530 (0.366)	0.379 (0.355)
Primaire	-0.0427 (0.0249)	-0.0315 (0.0260)	-0.123 (0.110)	-0.172 (0.103)	0.476 (0.349)	0.428 (0.358)
Secondaire et Plus	-0.0312 (0.0317)	-0.0266 (0.0314)	-0.230 (0.123)	-0.184 (0.125)	-0.116 (0.649)	-0.00853 (0.615)
Statut marital	0.0328 (0.0374)	0.0329 (0.0364)	0.151 (0.166)	0.192 (0.166)	-0.598 (0.362)	-0.523 (0.369)
Sexe chef de ménage	0.0168 (0.0241)	0.0254 (0.0245)	0.167** (0.0743)	0.0573 (0.0716)	0.651 (0.339)	0.454 (0.335)
Education chef	0.0482** (0.0240)	0.0461 (0.0241)	-0.111** (0.0427)	-0.0954** (0.0440)	-0.00613 (0.110)	0.0326 (0.108)
Age chef	-0.0175 (0.0125)	-0.0199 (0.0125)	-0.0103*** (0.00259)	-0.00914*** (0.00264)	-0.0125 (0.0110)	-0.00982 (0.0109)
Taille du ménage	-0.000919 (0.000779)	-0.000841 (0.000765)	0.0218** (0.00856)	0.0197** (0.00927)	0.0236 (0.0177)	0.0180 (0.0185)
Gharbi		-0.0727 (0.0568)		0.584 (0.333)		2.211 (2.440)
Assaba		-0.131** (0.0577)		0.144 (0.271)		1.713 (2.478)
Gorgol		-0.0825 (0.0473)		0.540** (0.256)		2.506 (2.423)

Brakna		-0.0482 (0.0429)		0.143 (0.244)		1.807 (2.449)
Adrar		0.0744 (0.111)		-0.172 (0.317)		-0.179 (3.514)
Dakhlet		-		-0.0861 (0.228)		0.883 (2.694)
Trarza		-0.0265 (0.0433)		0.161 (0.241)		1.748 (2.422)
Tagant		-0.0271 (0.0496)		0.434 (0.257)		2.333 (2.411)
Guidimagha		0.00228 (0.0756)		0.556** (0.245)		2.601 (2.417)
Tiris		-		-		-
Chargui		-0.0574 (0.0597)		0.612** (0.263)		2.721 (2.408)
Inchiri		-0.0897 (0.108)		-		-
Constant	0.139 (0.0819)	0.189** (0.0874)	0.616** (0.279)	0.168 (0.352)	-0.0579 (0.603)	-2.445 (2.468)
Observations	1,221	1,221	1,259	1,259	1,259	1,259

Écart-type entre parenthèses, *** p<0.01, ** p<0.05

DISCUSSION

L'enquête MICS 2015 Mauritanie a permis d'étudier l'effet du forfait obstétrical sur la consommation des soins obstétricaux et des inégalités de consommation. L'adhésion au forfait étant volontaire, nous avons tenu compte du potentiel biais de sélection en appliquant une pondération à chaque femme de l'échantillon (méthode d'ajustement par pondération) avant de calculer la fonction RIF. Nous avons utilisé deux approches pour étudier les inégalités. La première calcule un indice de concentration populationnel qui permet de constater l'existence d'inégalité de distribution sur l'ensemble de l'échantillon et dans les deux sous-populations (avec FO et sans FO). La seconde calcule un indice de concentration individuel (RIF) qui permet d'affiner les analyses aux caractéristiques individuelles incluant des variables socio-économiques. La convergence/ divergence des conclusions entre les deux analyses permet de faire des hypothèses sur le fait que les inégalités mises en évidence proviennent aussi ou uniquement des variables socio-économiques et éventuellement de facteurs qu'on n'observe pas.

L'analyse descriptive menée sur l'ensemble de l'échantillon a montré la présence d'un gradient social dans le recours aux soins obstétricaux, c'est-à-dire une progression croissante du recours aux soins à mesure que les individus grimpent dans la hiérarchie sociale (*Marmot et al.* [1984]). Les femmes les plus riches ont plus accès aux différents types de soins obstétricaux que les femmes moins riches. Les indices de concentration populationnels confirment la présence de ce gradient social et indiquent une inégalité plus élevée pour l'accès à l'accouchement en milieu assisté et aux césariennes que pour l'accès aux visites prénatales. Ce résultat est parfaitement en accord avec la littérature sur les déterminants de l'utilisation des services de santé maternelle qui met en évidence que le niveau de richesse est, avec le niveau d'éducation de la femme, un des principaux déterminants de l'accès aux soins maternels (*Ahmed et al.* [2010], *Becker et al.* [1993], *Elo* [1992], *Ensor et Cooper* [2004], *Halim et al.* [2011], *Say et Raine* [2007], *Simkhada et al.* [2008]).

Nous nous sommes ensuite demandé si le forfait obstétrical permettait de réduire cette inégalité d'accès. Nous avons alors analysé l'accès aux soins des femmes qui ont adhéré au FO à celui des femmes qui n'ont pas adhéré au FO (analyse descriptive), puis comparé le degré d'inégalité (indice de concentration populationnel) entre les deux groupes pour chaque type de soins. Nous avons ensuite cherché à estimer l'effet du FO sur les inégalités d'accès aux soins maternels (sous l'hypothèse que le forfait contribue à les réduire) tout en tenant compte des caractéristiques individuelles, elles-mêmes susceptibles d'influencer les inégalités. La comparaison des deux groupes de femmes (adhérentes et non adhérentes) montre, qu'une fois que les femmes adhèrent au forfait, le gradient social dans le recours aux soins prénataux s'estompe progressivement : l'écart entre les riches et les moins riches est fortement réduit dans ce groupe et la différence avec le groupe des femmes n'ayant pas adhéré est significative. L'indice de concentration populationnel n'a par contre pas mis en évidence de différence de concentration significative entre les deux groupes (avec et sans FO) pour l'accouchement en FOSA et l'accès à la césarienne.

La décomposition RIF, qui va au-delà de l'effet moyen du groupe, a permis d'affiner les premiers résultats, notamment en montrant un effet différencié selon la zone de résidence. En premier lieu, elle confirme que l'adhésion au forfait réduit les inégalités dans l'accès aux soins prénataux. Plus particulièrement, le forfait permet d'atteindre le seuil des quatre CPN recommandés par l'OMS, pour une proportion plus importante de femmes, en particulier les plus pauvres. Cette dynamique a permis un resserrement des inégalités notamment entre les femmes les plus pauvres et les plus riches. Ensuite, elle montre, contrairement à l'approche populationnelle, que le forfait réduit les inégalités pour l'accouchement en formation sanitaire et ce, tant en zone urbaine qu'en zone rurale. McKinnon *et al.* [2015] montrent que la politique de suppression des frais de santé maternelle adoptée dans trois pays d'Afrique subsaharienne s'était également traduite par un accroissement des naissances en établissement de santé et de façon beaucoup plus rapide parmi les femmes les plus pauvres.

Considérant l'ensemble de l'échantillon, la décomposition RIF confirme le résultat obtenu avec l'indice de Wagstaff indiquant que le forfait n'a pas d'effet sur l'inégalité d'accès à la césarienne. Etudiant un potentiel effet différencié selon que les femmes résident en zone urbaine ou en zone rurale, on ne trouve pas non plus d'effet du FO en zone rurale, contrairement à ce qui est observé en zone urbaine. Cependant, l'effet trouvé n'est pas celui attendu, dans la mesure où le FO augmente les inégalités (en favorisant les plus riches). Cet effet apparaît lorsqu'on contrôle pour les régions, alors même que le fait de résider en zone urbaine (ensemble de l'échantillon) contribue à réduire les inégalités d'accès à la césarienne. Il faut noter cependant que l'effet région n'est significatif que pour la moitié (six) d'entre elles et que le signe positif de leur coefficient laisse penser que dans les zones urbaines de ces régions, les inégalités d'accès sont plus importantes que dans les autres régions. L'analyse descriptive révélait un faible taux de césarienne pour les femmes les plus pauvres (inférieur à 3% pour les femmes des trois premiers quintiles) et un taux élevé (supérieur à 10%) pour les quintiles les plus riches. Elle montrait également que le forfait aurait tendance à réduire la surconsommation de césariennes auprès des femmes les plus riches (Q4 et Q5). Il est apparu aussi que pour ces deux derniers quintiles de richesse, la proportion de femmes ayant accouché par césarienne était plus faible avec le forfait que sans forfait, notamment dans le Q4 (4% avec adhésion, 13% sans adhésion). Ce qui peut paraître surprenant et à l'encontre des résultats de Cresswell *et al.* [2015] qui montrent que les politiques de santé au Maroc, visant à supprimer les frais des soins obstétricaux, s'étaient accompagnées d'un accroissement des césariennes plus important pour les femmes les plus riches et qui accouchent dans le secteur privé. Mais si la césarienne est un acte décidé par les médecins en cas de complication (qui survient indépendamment du niveau de revenu ou d'éducation), les médecins sont soumis dans nombre de pays, dont la Mauritanie, à des pressions de la part des femmes aisées du milieu urbain qui souhaitent accoucher par césarienne pour un meilleur confort de l'accouchement (ce qui est le cas pour le Maroc où le taux de césarienne pour les femmes les plus riches à Casablanca est supérieur à 20%, Cresswell *et al.* [2015]). Nos résultats suggèrent que le forfait en Mauritanie a décalé les inégalités de recours à la césarienne entre les plus riches (Q5) et les autres, alors que pour les non adhérentes, ces inégalités se concentrent entre les riches (Q4 et Q5) et les non riches (Q1 à Q3).

La différence de résultats entre l'indice de concentration populationnel et l'indice de concentration individuel s'explique par le fait que le premier indice ne tient pas compte des caractéristiques sociodémographiques des individus et que cette approche compare des moyennes entre les groupes. En introduisant les caractéristiques sociodémographiques des individus, la régression RIF, contrairement à l'indice populationnel, tient compte de ces caractéristiques dans le calcul des parts de variances expliquées par le modèle. En ce sens, l'approche RIF permet d'aller au-delà des effets moyens en donnant une description plus précise de la distribution d'une variable d'intérêt conditionnelle à ses déterminants. Ainsi, par exemple ici, elle fait apparaître le rôle de l'éducation qui peut tempérer les inégalités liées à la richesse et au rôle joué par les hommes qui peuvent freiner l'accès des femmes aux soins maternels. En effet, si la femme n'est pas financièrement indépendante, elle dépend du « bon vouloir » de son mari ou du chef de ménage pour consommer des soins qu'il pourra trouver inutiles dans la mesure où attendre un enfant n'est pas en soi une maladie. La décomposition RIF a montré que, tant l'éducation du chef de ménage, que celui de la femme enceinte, a un effet positif sur les inégalités en les réduisant. L'effet de l'éducation des femmes joue notamment sur les visites prénatales et celui du chef de famille sur celles-ci et sur l'accouchement assisté, notamment en milieu rural.

La question d'une corrélation potentiellement élevée entre le niveau d'éducation (des femmes et/ou du chef de ménage) et le niveau de richesse qui expliquerait l'effet mécanique du rôle de l'éducation sur les inégalités d'accès aux soins s'est posée. La corrélation de Spearman indique que bien que positive et significative, la corrélation entre la variable de richesse et celle du niveau d'éducation tant des femmes que du chef de ménage est relativement faible (égale à 0,33 et 0,30 respectivement, sur l'ensemble de l'échantillon). La corrélation est un peu plus élevée dans le groupe des non adhérentes (0,37 et 0,34, respectivement) que dans le groupe des adhérentes (0,30 et 0,28 respectivement). Le niveau d'éducation des femmes et le niveau d'éducation du chef de ménage expliquent ainsi une part de l'inégalité de l'accès aux soins obstétricaux indépendamment du niveau de richesse.

Pour finir, il est difficile de travailler sur la question des inégalités dans le recours aux soins sans pour autant évoquer la notion d'équité car les deux sont souvent étroitement liés. La figure 1 révélait que les femmes les plus pauvres sont plus présentes dans le groupe des femmes qui n'ont pas adhéré. Cela peut traduire une certaine forme d'exclusion des femmes les plus pauvres que l'on retrouve également dans d'autres études. Dans le cas de la politique de subvention des accouchements au Burkina Faso, de Allegri *et al.* [2012] suggèrent que la mise en place d'un taux de subvention uniforme est régressive, mais non équitable. Par analogie, l'adhésion au forfait obstétrical mauritanien nécessite une prime d'adhésion qui n'est pas fonction du niveau de revenu ou de richesse des femmes. La prime peut alors représenter un frein à l'adhésion au forfait des femmes les moins favorisées.

CONCLUSION

Notre étude a mis en lumière les effets du forfait obstétrical sur les inégalités d'accès aux soins obstétricaux en Mauritanie. Elle montre que si le forfait n'existait pas, les inégalités d'accès aux soins maternels seraient plus importantes. En réduisant le coût global des soins maternels, le forfait permet aux femmes de bénéficier du nombre de CPN recommandé et d'accoucher en milieu assisté : les écarts d'accès aux soins entre les quintiles sont plus faibles dans le groupe des femmes avec le forfait que dans celui sans le forfait. Car bien que les femmes les plus pauvres sont moins enclines à adhérer au forfait, elles ne sont pas absentes du groupe des femmes qui ont adhéré au forfait et leur consommation des soins maternels tend à rejoindre celle des femmes les plus aisées.

La disponibilité de nouvelles données (MICS 2015) nous a offert l'opportunité d'apporter de nouveaux éléments de réponses concernant l'effet de l'adhésion au forfait obstétrical sur la consommation des soins maternels et les inégalités de cette consommation. En effet, les études menées sur l'effet du forfait sont peu nombreuses (Renaudin *et al.* [2007], Fauveau *et al.* [2016], Philibert *et al.* [2017]) et n'ont pu, faute de données sur l'adhésion, qu'étudier l'effet de la disponibilité du forfait sur le recours aux soins obstétricaux au niveau des moughataas (départements). Ainsi, Philibert *et al.* [2017], comparant les moughataas avec et sans forfait, ne trouvent pas d'effet de la disponibilité du forfait sur le recours aux soins entre 2000 et 2011. Cependant, la disponibilité du forfait n'implique pas automatiquement l'adhésion de toutes les femmes. Par ailleurs, l'étude rétrospective et qualitative, menée sur le FO en Mauritanie (Fauveau *et al.* [2016]), témoigne d'une amélioration de l'offre de soins obstétricaux permise par le forfait. Ce qui explique que l'adhésion au forfait puisse être attractif pour les femmes les moins riches.

Notre étude comporte cependant quelques limites. La première limite correspond à l'absence de traitement de l'endogénéité. Néanmoins, l'objectif des méthodes de décomposition n'est pas de définir des relations causales, mais de mettre en lumière les facteurs qui contribuent positivement ou négativement aux inégalités. La seconde limite est relative au recueil des naissances. Les données issues de l'enquête MICS 2015 ne concernent que les naissances vivantes, les questions omettent les mort-nés. Or la mortalité est élevée en Afrique subsaharienne tandis que le lien entre le taux de césarienne et la mortalité a été montré (Goldenberg *et al.* [2007]). L'absence d'informations sur le motif (raison médicale ou meilleur confort pour les femmes) des césariennes pratiquées constitue également une limite. Des taux supérieurs à 10% indiqueraient une surutilisation de l'accès à la césarienne, même si l'éventualité de césariennes non justifiées (cause non médicale) n'est pas non plus exclue (ou non vérifiable) avec des taux inférieurs à 10%. Enfin, cette étude n'a pu estimer l'évolution des inégalités dans le temps, ni faire une comparaison avant-après la mise en place du forfait selon un protocole quasi-expérimental, les enquêtes MICS précédentes n'ayant pas inclus de questions sur l'adhésion au forfait.

BIBLIOGRAPHIE

- AHMED, S., CREANGA, A.A., GILLESPIE, D.G., TSUI, A.O. [2010], « Economic status, education and empowerment: Implications for maternal health service utilization in developing countries », *PLoS One* 5. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0011190>
- BECKER, S., D.H., P., GRAY, R., GULTIANO, C., BLACK, R.E. [1993], « The determinants of use of maternal and child health services in Metro Cebu, the Philippines », *Health Transition Review*, 3, p. 77-89.
- BETRAN AP, TORLONI MR, ZHANG J, YE J, MIKOLAJCZYK R, DENEUX-THARAUX C ET AL. [2015], « What is the optimal rate of caesarean section at population level? A systematic review of ecologic studies », *Reproductive Health*, 12(57), p. 1-10.
- CRESSWELL, J.A., ASSARAG, B., MESKI, F.Z., FILIPPI, V., RONSMANS, C. [2015], « Trends in health facility deliveries and caesarean sections by wealth quintile in Morocco between 1987 and 2012 », *Tropical Medicine and International Health*, 20 (5), p. 607-616.
- DE ALLEGRI, M., RIDDE, V., LOUIS, V.R., SARKER, M., TIENDREBÉOGO, J., YÉ, M., MÜLLER, O., JAHN, A. [2012], « The impact of targeted subsidies for facility-based delivery on access to care and equity Evidence from a population-based study in rural Burkina Faso » *Journal of Public Health Policy*, 33, p. 439-453.
- DUMONT, A., DE BERNIS, L., BOUVIER-COLLE, M.H., BRÉART, G., MOMA STUDY GROUP [2001], « Caesarean section rate for maternal indication in sub-Saharan Africa: a systematic review » *The Lancet*, 358, p. 1328-33. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(01\)06414-5](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(01)06414-5)
- DZAKPASU, S., POWELL-JACKSON, T., CAMPBELL, O.M.R. [2014], « Impact of user fees on maternal health service utilization and related health outcomes: a systematic review », *Health Policy and Planning*, 29 (2), p. 137-150.
- ELO, I.T. [1992], « Utilization of maternal health-care services in Peru: the role of women's education », *Health Transition Review*, 2, p. 49-69. <https://doi.org/10.2307/40652032>
- ENSOR, T., COOPER, S., [2004], « Overcoming barriers to health service access: Influencing the demand side », *Health Policy and Planning*, 19 (2), p. 69-79.
- ERREYGERS, G. [2009], « Correcting the Concentration Index », *Journal of Health Economics*, 28 (2), p. 504-515.
- ERREYGERS, G., KESSELS, R. [2013], « Regression-Based Decompositions of Rank-Dependent Indicators of Socioeconomic Inequality of Health », *Health and Inequality* (Research on Economic Inequality), 21, Emerald Group Publishing Limited, p. 227-259.
- FORTIN, N., LEMIEUX, T., FIRPO, S. [2011], « Decomposition Methods in Economics », dans *Handbook of Labor Economics*, Elsevier, p. 1-102.
- GOLDENBERG, R.L., MCCLURE, E.M., BANN, C.M. [2007], « The relationship of intrapartum and antepartum stillbirth rates to measures of obstetric care in developed and developing countries », *Acta Obstet. Gynecol. Scand.* 86, 1303-1309. <https://doi.org/10.1080/00016340701644876>
- HALIM, N., BOHARA, A.K., RUAN, X. [2011], « Healthy mothers, healthy children: Does maternal demand for antenatal care matter for child health in Nepal? », *Health Policy and Planning*, 26 (3), p. 242-256.
- HECKLEY, G., GERDTHAM, U.-G., KJELLSSON, G. [2016], « A general method for decomposing the causes of socioeconomic inequality in health », *Journal of Health Economics*, 48, p. 89-106.
- JOLLIFFE, I.T. [2002], « Graphical Representation of Data Using Principal Components », dans *Principal Component Analysis*, Springer-Verlag, New York, p. 78-110.
- KESSELS, R., ERREYGERS, G. [2016], « Structural equation modeling for decomposing rank-dependent indicators of socioeconomic inequality of health: an empirical study », *Health Economics Review*, 6 (56), p. 1-13.
- KESSELS, R., ERREYGERS, G. [2015], « A unified structural equation modelling approach for the decomposition of rank-dependent indicators of socioeconomic inequality of health », *WIDER Working Paper* 017.
- KJELLSSON, G., GERDTHAM, U.-G. [2013], « On correcting the concentration index for binary variables », *Journal of Health Economics*, 32 (3), p. 659-670.
- LUNCEFORD, J.K., DAVIDIAN M. [2004], « Stratification and weighting via the propensity score in estimation of causal treatment effects: a comparative study », *Statistics in Medicine*, 23 (19), p. 2937-2960.

- MACKENBACH, J.P., KUNST, A.E. [1997], « Measuring the magnitude of socio-economic inequalities in health: An overview of available measures illustrated with two examples from Europe », *Social Sciences and Medicine*, 44 (56) p. 757-771.
- MARMOT, M.G., SHIPLEY, M.J., ROSE, G. [1984], « Inequalities in death--specific explanations of a general pattern? », *The Lancet* 323 (8384), p. 1003-1006.
- MCKINNON, B., HARPER, S., KAUFMAN, J.S., BERGEVIN, Y. [2015], « Removing user fees for facility-based delivery services: A difference-in-differences evaluation from ten sub-Saharan African countries », *Health Policy and Planning*, 30 (4), p. 432-441.
- O'DONNELL, O., VAN DOORSLAER, E., RANNAN-ELIYA, R.P., SOMANATHAN, A., ADHIKARI, S.R., HARBIANTO, D., GARG, C.C., HANVORAVONGCHAI, P., HUQ, M.N., KARAN, A., LEUNG, G.M., NG, C.W., PANDE, B.R., TIN, K., TISAYATICOM, K., TRISNANTORO, L., ZHANG, Y., ZHAO, Y. [2007], « The Incidence of Public Spending on Healthcare: Comparative Evidence from Asia ». *World Bank Economic Review*, 21 (1), p. 93-123.
- REGIDOR, E. [2004a], « Measures of health inequalities: Part 2 », *Journal of Epidemiology and Community Health* 58, p. 900-903.
- REGIDOR, E. [2004b], « Measures of health inequalities: Part 1 », *Journal of Epidemiology and Community Health*, 58, p. 858-861.
- SAY, L., RAINE, R. [2007], A systematic review of inequalities in the use of maternal health care in developing countries: examining the scale of the problem and the importance of context », *Bulletin of the World Health Organization*, 85, p. 812-819.
- SIMKHADA, B., TEIJLINGEN, E.R. VAN, PORTER, M., SIMKHADA, P. [2008], « Factors affecting the utilization of antenatal care in developing countries: systematic review of the literature », *Journal of Advance Nursing*, 61 (3), p. 244-260.
- SAHN D.E., STIFEL D.C. [2000], « Poverty Comparisons Over Time and Across Countries in Africa », *World Development*, 28 (12), p. 2123-2155.
- UNICEF [2017], « Multiple Indicator Cluster Surveys (MICS5) 2015 ».
- VAN DOORSLAER, E., MASSERIA, C., KOOLMAN, X. [2006], « Inequalities in access to medical care by income in developed countries », *CMAJ*, 174 (2), p. 177-183.
- VYAS, S., KUMARANAYAKE, L. [2006], « Constructing socio-economic status indices: How to use principal components analysis », *Health Policy and Planning*, 21 (6), p. 459-468.
- WAGSTAFF, A. [2005], « The bounds of the concentration index when the variable of interest is binary, with an application to immunization inequality », *Health Economics*, 14 (4), p. 429-432.
- WAGSTAFF, A. [2002], « Inequality aversion, health inequalities and health achievement », *Journal of Health Economics*, 21 (4), p. 627-641.
- WAGSTAFF, A., CLAESON, M. [2004], « The Millennium Development Goals for Health: Rising to the Challenges », *The World Bank Document*, 29673
- WAGSTAFF, A., PACI, P., VAN DOORSLAER, E. [1991], « On the measurement of inequalities in health », *Social Science and Medicine*, 33 (5), p. 545-557.
- WAGSTAFF, A., VAN DOORSLAER, E. [2000], « Measuring and Testing for Inequity in the Delivery of Health Care », *Journal of Human Resources*, 35 (4), p. 716-733.