



HAL
open science

Violation des droits des femmes et malnutrition en Inde : vers de nouvelles formes d'inégalités ?

Valentina Alvarez-Saavedra, Pierre Levasseur, Suneha Seetahul

► To cite this version:

Valentina Alvarez-Saavedra, Pierre Levasseur, Suneha Seetahul. Violation des droits des femmes et malnutrition en Inde : vers de nouvelles formes d'inégalités ?. *Mondes en Développement*, 2022, 197 (1), pp.41-58. 10.3917/med.197.0045 . hal-03735712

HAL Id: hal-03735712

<https://hal.inrae.fr/hal-03735712>

Submitted on 21 Jul 2022

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.

Violation des droits des femmes et malnutrition en Inde : vers de nouvelles formes d'inégalités ?

Valentina ALVAREZ-SAAVEDRA¹, Pierre LEVASSEUR²
et Suneha SEETAHUL³

À partir de données longitudinales sur la population indienne, nous estimons la façon dont l'accroissement des discriminations envers les femmes affecte leur santé nutritionnelle. Tandis que certaines formes de discriminations en Inde se sont détériorées sur la période étudiée, nous observons systématiquement des effets non linéaires de ces changements sur l'état nutritionnel des femmes, suggérant la concomitance de différents mécanismes ayant des conséquences nutritionnelles diamétralement opposées (prise de poids *versus* perte de poids).

Mots-clés : inégalité de genre, discrimination, émancipation, violences conjugales, malnutrition

Classification JEL : I14, J16

Violation of women's rights and malnutrition in India, towards new forms of inequality?

Using longitudinal data from India, we estimate the effects of recent changes in several gender discrimination indicators on women's nutritional outcomes. While women's rights in India worsened over the period, we systematically observe non-linear relationships between female discrimination indicators and their nutritional status, suggesting the co-occurrence of various pathways with opposed nutritional outcomes (weight gain versus weight loss).

Keywords: gender inequality, discrimination, empowerment, domestic violence, malnutrition

¹ Bordeaux Sciences Economiques (BSE), Université de Bordeaux, CNRS. valentina.alvarez-saavedra@u-bordeaux.fr

² Sciences pour l'Action et le Développement : Activités, Produits, Territoires (SADAPT), Institut National de Recherche pour l'Agriculture, l'Alimentation et l'Environnement (INRAE), AgroParisTech, Université Paris-Saclay. pierre.levasseur@inrae.fr

³ The World Bank, Washington DC, USA, and University of Sydney, Australia. suneha.seetahul@sydney.edu.au

Dans le monde, on compte trois femmes pour deux hommes obèses (World Health Organization, 2021)⁴, cette différence étant d'autant plus prononcée dans les pays en développement (Wells et *al.*, 2012). Paradoxalement, les femmes sont aussi plus nombreuses à souffrir de dénutrition et de carences en fer dans les pays d'Asie du Sud et du Sud-Est tels que l'Inde (Jose, 2011 ; Nubé et van den Boom, 2003). Ces tendances suggèrent que, dans certaines régions du monde où la faim et l'obésité coexistent, les femmes sont plus sujettes que les hommes à souffrir de la double peine de la malnutrition, soit aussi bien de sous-nutrition que de surnutrition. Pourtant, peu de travaux ont étudié le rôle qu'occupent les inégalités de genre (défavorables aux femmes) dans l'émergence récente de l'épidémie d'obésité féminine, ni dans la persistance de la sous-nutrition féminine dans le cas des pays pauvres d'Asie. En se focalisant sur l'Inde, un pays caractérisé par cette double peine (Kulkarni et *al.*, 2016), cette étude explore alors le lien entre les discriminations subies par les femmes et leur état nutritionnel.

Les inégalités de genre sont multidimensionnelles et concernent un grand nombre d'aspects de la vie quotidienne en Inde. Selon le classement actuel de la Banque mondiale, l'Inde est un pays à revenu intermédiaire inférieur dans lequel les femmes sont particulièrement désavantagées par rapport aux hommes (Batra et Reio Jr, 2016) ; les Nations Unies l'ayant classé dans le groupe des pays les plus inégalitaires en matière de différence de développement humain entre hommes et femmes⁵. De même, la participation des femmes sur le marché du travail indien est particulièrement basse (21 % en 2019), et lorsqu'elles travaillent, elles ont une probabilité plus élevée de travailler dans des emplois temporaires et informels que dans des emplois pérennes (Sundari, 2020). En outre, dans la société indienne, le statut de la femme est fortement dévalorisé, et conduit trop souvent à des formes de déviance communautaire nuisant à leur survie, tels que l'avortement sélectif, les infanticides féminins et les violences conjugales (Saikia et *al.*, 2021).

La littérature économique, notamment celle traitant des questions de nutrition, inclut trop rarement des indicateurs capables de nuancer les différentes formes d'injustice et de discrimination à l'égard des femmes, la plupart se focalisant sur l'accès à l'emploi ou sur la discrimination salariale des femmes sur le marché du travail par rapport aux hommes (e.g. Luke et Munshi, 2011 ; Kulkarni et *al.*, 2016 ; Sarkar, Sahoo et Klasen, 2019). Nous proposons alors d'adopter une définition plus large des discriminations à l'égard des femmes, en mesurant les inégalités de genre par des indices de restrictions du pouvoir de décision des femmes dans le ménage et de leur

⁴ 15 % et 11 %, respectivement.

⁵ Indicateur mesurant les différences de niveau de vie, de scolarisation et d'espérance de vie.

mobilité, et un indice d'acceptation communautaire de violence conjugale. À noter que ce cadre d'analyse est relativement original car il mesure les inégalités de genre subies au niveau de l'individu et non du groupe, et permet alors d'en étudier les conséquences nutritionnelles individuelles.

En utilisant des données de panel portant sur deux vagues d'enquêtes ménages (2005-2012), cette étude estime économétriquement le lien entre ces différentes formes de discrimination envers les femmes (mesurées à l'échelle individuelle) et leur état nutritionnel (mesuré par l'indice de masse corporelle et sa classification clinique). Plus précisément, des estimations à effets fixes sont exécutées, de manière à mesurer la façon dont des variations intra-individuelles dans les indices de discriminations envers les femmes ont conduit ces dernières à prendre ou à perdre du poids entre 2005 et 2012, permettant ainsi de réduire les biais associés à l'existence d'hétérogénéité inobservée invariante dans le temps.

L'article se structure comme suit. Dans la section 1, nous présentons la méthodologie utilisée. Dans la section 2, nous reportons et commentons les résultats obtenus, avant de conclure.

1. MÉTHODOLOGIE

1.1 *Données*

Cette recherche s'appuie sur l'enquête longitudinale *Indian Human Development Survey (IHDS)*, qui fournit des données représentatives de la population indienne au niveau national. Cette enquête a été déployée en 2005-06, puis reconduite en 2011-12, permettant de suivre un panel de plus de 20 000 ménages urbains et ruraux dans le temps, localisés dans une trentaine d'États indiens. L'attrition de l'échantillon de base est relativement faible, puisque 85% des ménages initiaux ont été réinterrogés dans la deuxième vague. Le questionnaire portant sur les thématiques de genre, destiné aux femmes, a été rempli à l'aide d'entretiens en face à face, par des enquêtrices.

1.2 *Indices de discriminations envers les femmes adultes*

Dans cette étude, pour quantifier la notion d'inégalité de genre (défavorable aux femmes) au niveau individuel, nous mesurons différentes formes de discriminations et de violation des droits des femmes au sein du ménage et de la communauté à l'aide de trois indicateurs composites inspirés de la littérature (Choudhuri et Desai, 2020 ; Sinha et *al.*, 2017 ; Stroope, 2015). Ces indicateurs portent sur : (i) les restrictions du pouvoir de décision des femmes dans le ménage ; (ii) les restrictions sur la mobilité des femmes (imposées par

le mari ou par un autre membre du ménage) ; (iii) l'acceptation communautaire de violences physiques des maris envers leur femme.

L'indice de restriction du pouvoir de décision est un indicateur standardisé variant de 0 à 1⁶, calculé sur la base d'un score composite à 5 points additionnant les items suivants pour lesquels la décision finale revient principalement au mari : choix des plats cuisinés (=1) ; achats d'équipement (=1) ; nombre d'enfants (=1) ; amener un enfant malade au centre de santé (=1) ; mariage des enfants (=1). Si cet indice standardisé prend la valeur 1 pour une femme de notre échantillon, cela signifie que celle-ci a peu de pouvoir sur les principales décisions prises par le ménage, concernant les aspects économiques, sanitaires et alimentaires. En revanche, si cet indice est égal à 0, alors cette femme participe à l'ensemble des 5 items décisionnels, et donc on estime qu'elle a un très fort pouvoir de décision au sein du ménage. La pertinence de cet indicateur en Inde est sans équivoque. Comme le montre une autre étude basée sur la même enquête, en 2012, environ 20% des femmes indiennes interrogées ne participaient à aucun des 5 items décisionnels listés ci-dessus, et 42 % avaient leur mot à dire sur un seul des 5 items, la plupart du temps étant celui portant sur le choix des plats cuisinés dans le ménage (Alvarez-Saavedra, Levasseur et Seetahul, 2021).

L'indice de restriction de la mobilité est aussi un indicateur standardisé variant de 0 à 1, mais cette fois calculé à partir d'un score composite à 3 points, résultant de la somme des autorisations requises (auprès d'un autre membre du ménage) pour se rendre à différents lieux de la vie courante : au centre de santé (=1) ; à l'épicerie (=1) ; chez un ami ou un membre de la famille (=1). L'indice standardisé de restriction de la mobilité prend donc la valeur 1 si une femme doit demander une autorisation pour chacun des déplacements listés ci-dessus et 0 si aucune restriction de mobilité ne lui est imposée. Comme le montre Alvarez-Saavedra, Levasseur et Seetahul (2021), près de la moitié des femmes adultes en Inde déclaraient en 2012 devoir demander l'autorisation à un membre de leur ménage pour l'ensemble de ces 3 types de mobilité.

L'indice d'acceptation communautaire de violence conjugale a également été standardisé de 0 à 1 pour faciliter les comparaisons entre indices. Il est issu d'un score composite à 5 points qui additionne pour les cinq raisons suivantes si la femme interrogée perçoit l'usage de la violence physique des maris envers leur femme comme une pratique habituelle dans la communauté : une femme sort sans autorisation (=1) ; la dot n'est pas respectée par sa famille (=1) ; une femme néglige la maison ou les enfants (=1) ; une femme ne cuisine pas correctement (=1) ; une femme a une relation extraconjugale (=1). En 2012, un tiers des femmes affirmaient qu'il est courant dans leur communauté que

⁶ On obtient cet indice standardisé en faisant le calcul suivant : $(\text{valeur} - \text{minimum}) / (\text{maximum} - \text{minimum})$, avec valeur variant de 0 à 5, minimum=0 et maximum=5.

les maris battent leur femme pour au moins 4 des 5 raisons listées ci-dessus (Alvarez-Saavedra, Levasseur et Seetahul, 2021).

1.3 Mesures de l'état nutritionnel des femmes

Nous utilisons l'indice de masse corporelle (IMC) pour mesurer l'état nutritionnel des femmes. Cette mesure standard, et largement utilisée au niveau international, de la quantité globale de graisse dans le corps est calculée en divisant le poids en kilogramme par la taille en mètre au carré (kg/m^2). Dans l'enquête IHDS, les données sur la taille et le poids ont été recueillies par un personnel qualifié à l'aide de balances électroniques et de stadiomètres. En plus d'utiliser l'IMC individuel en tant que variable continue pour mesurer l'état nutritionnel des femmes, nous utilisons aussi des variables binaires basées sur la classification internationale de l'IMC validée par l'Organisation mondiale de la santé, à savoir l'état de dénutrition (lorsque l'IMC est inférieur à $18 \text{ kg}/\text{m}^2$) et l'état de surpoids (lorsque l'IMC est supérieur à $25 \text{ kg}/\text{m}^2$). Pour réduire l'influence des facteurs métaboliques sur nos résultats, en particulier ceux associés à la croissance corporelle et au vieillissement, nous limitons notre échantillon aux femmes ayant entre 18 et 50 ans en 2005 et excluons les femmes enceintes.

1.4 Hypothèses sur le lien testé

À partir de la littérature existante, il nous est possible de poser certaines hypothèses sur la manière dont nos indices de discrimination envers les femmes affecteraient leur santé nutritionnelle. Par exemple, une étude récente en Inde a révélé que des indicateurs d'isolement et d'exclusion des femmes (port du voile, limitation des interactions sociales avec autrui), mais aussi des restrictions dans leur pouvoir de décision, étaient positivement corrélés avec le risque d'hypertension artérielle ; une des conséquences du surpoids (Stroope, 2015). On peut donc vraisemblablement s'attendre à ce que des restrictions sur la mobilité et sur le pouvoir de décision affectent positivement l'IMC des femmes en Inde, du fait d'une réduction de l'activité physique par exemple. Néanmoins, cette hypothèse doit être nuancée. Rien n'indique que l'émancipation des femmes implique nécessairement l'adoption de comportements alimentaires plus sains. L'Inde se trouve aujourd'hui en plein processus d'urbanisation et sa population est de plus en plus sensible aux modes de vie occidentaux (aliments et boissons transformés riches en gras et en sucres, loisirs sédentaires), souvent associés à la prise de poids. Or, paradoxalement, les femmes moins émancipées, et dont les déplacements hors du domicile sont restreints, sont par définition moins exposées à un environnement nouveau et occidentalisé associé au surpoids. Swinburn,

Egger et Raza (1999) parlent d'environnement obésogène pour qualifier les facteurs territoriaux associés à la prise de poids.

Le degré de violence conjugale envers les femmes peut également avoir des conséquences décisives sur leurs comportements, leur état nutritionnel, et leur santé. Tandis que certaines études montrent que les troubles de l'alimentation et la dépression sont plus fréquents chez les femmes que chez les hommes (Garawi et *al.*, 2014), d'autres ont trouvé une relation positive entre la dépression et la prise de poids des femmes, à travers la négligence de l'apparence physique et des changements dans leurs habitudes alimentaires, comme la compensation émotionnelle par la nourriture, conduisant à un apport énergétique excessif (Case et Menendez, 2009 ; Haukkala et Uutela, 2000). La théorie du traumatisme prétend également que l'expérience de violence conjugale peut déclencher des symptômes psychologiques immédiats capables d'affecter durablement les habitudes alimentaires, mais aussi le niveau d'activité et l'estime de soi. A titre d'exemple, une étude appliquée à la population égyptienne montre que l'exposition à des violences conjugales (psychologiques, physiques et/ou sexuelles) augmente significativement le risque d'obésité féminine (Yount et Li, 2011).

1.5 Modèle économétrique

Estimer la relation entre les indices de violation des droits des femmes et leur IMC à l'aide de simples données en coupe transversale pourrait aboutir à des résultats biaisés, amenant à surestimer ou sous-estimer les effets des inégalités de genre sur la santé nutritionnelle. Les économistes parlent alors de problèmes d'endogénéité, lorsque des variables omises, comme les préférences et les motivations individuelles, réduisent simultanément l'IMC des femmes et leur degré d'émancipation. Par exemple, une femme plus sensible aux valeurs occidentales (ou tout simplement plus impliquée dans la lutte pour le droit des femmes) aura peut-être plus tendance à faire pression dans son ménage pour obtenir des libertés, et aura donc peut-être davantage tendance à se tourner vers des modes de vie occidentaux associés à la prise de poids (on surestimerait alors l'effet de l'émancipation sur la prise de poids). Pour s'affranchir de tels problèmes d'endogénéité, nous exploitons la dimension longitudinale de l'enquête IHDS, en utilisant des estimations à effets fixes au niveau individuel pour réduire les biais liés aux variables omises. Puisque seules les variations intra-individuelles dans le temps (entre 2005 et 2012) sont prises en compte dans les estimations à effets fixes, les différences potentielles entre les individus sont neutralisées et ne constituent donc plus une source de biais. Le modèle reste donc exclusivement sensible aux variations intra-individuelles qui interviendraient de façon hétérogène sur la période, si et seulement si ces variations sont corrélées avec des changements dans les indices de discriminations et de masse corporelle. Dans le but de

réduire cette source de biais résiduelle, plusieurs caractéristiques de l'individu et du ménage, variant dans le temps, sont contrôlées dans nos estimations à effets fixes. À l'instar de la littérature analysant les déterminants socio-économiques et démographiques de l'état nutritionnel des individus (Levasseur, 2015 ; Bonnefond et Clément, 2014), nous contrôlons nos estimations par : la classe d'âge (18-30, 31-40, 41-50), le statut matrimonial (mariée ou non), le niveau d'éducation atteint (primaire incomplète, primaire, secondaire incomplète, secondaire, lycée et études supérieures), le statut professionnel au moment de l'enquête (travaille ou non), le revenu du ménage par tête (revenu total divisé par le nombre de membres) et son carré (contrôlant pour la présence de non-linéarité), la caste ou la religion d'appartenance (castes Hindoues inférieures et tribus autochtones, castes Hindoues moyennes, castes Hindoues supérieures, Musulmans, et les Chrétiens, Sikhs et Jains), et le nombre d'enfants dans le ménage.

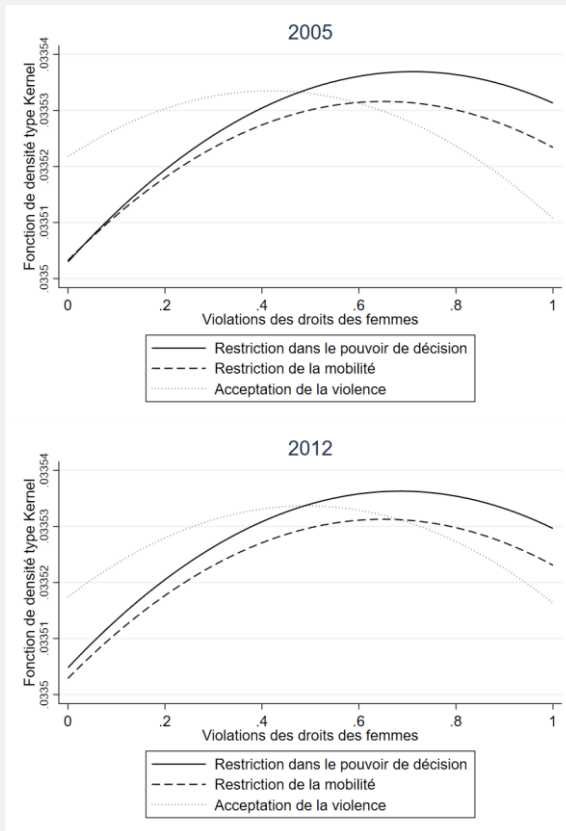
Il est important de souligner que certaines variables de contrôle listées ci-dessus sont possiblement corrélées avec la façon dont les femmes sont discriminées (dans le ménage et la communauté). C'est le cas de l'appartenance socio-ethnique (castes et religions en Inde) et du statut socio-économique des femmes (incluant le niveau d'éducation, le revenu, et la participation sur le marché du travail) comme le mentionnent Batra et Reio Jr (2016). Les inégalités de traitement entre les sexes découlent d'une domination masculine historique et d'une subordination féminine dans de nombreux aspects de la vie (Godelier, 1981), ce qui fait des normes socioculturelles l'un des déterminants les plus importants des inégalités de genre. En particulier, la société indienne est caractérisée par le système de caste, une structure sociale trouvant ses racines dans les pratiques historiques et religieuses (Batra et Reio Jr, 2016). Les normes communautaires religieuses sont très courantes en Inde et la plupart de celles-ci attribuent moins de droits et de libertés aux femmes qu'aux hommes (Parashar, 2008) ; ce manque de libertés pouvant directement restreindre l'accès des femmes aux activités physiques et sportives, et leurs déplacements extérieurs dans l'optique de limiter leurs interactions avec autrui (Stroope, 2015). Le fait de contrôler des facteurs de confusion tels que la caste et la religion dans nos estimations permet alors d'isoler d'autant plus l'effet des discriminations envers les femmes sur leur état nutritionnel.

2. RÉSULTATS

2.1 Analyse descriptive des indices de discrimination envers les femmes

Les distributions des trois indices de discrimination sont représentées dans la figure 1 pour les deux années considérées (2005 et 2012), illustrant en abscisse la valeur prise par chaque indice standardisé de 0 à 1 et en ordonnée leurs fonctions de densité (type Kernel) respectives. Il en ressort premièrement que les restrictions des droits des femmes (droit à la décision et droit à la mobilité) sont anormalement distribuées, avec une oblicité sur la droite suggérant que la plupart des femmes en Inde sont discriminées ; sans évolution apparente depuis 2005 (sauf pour les femmes urbaines non pauvres qui ont vu leur pouvoir de décision s'améliorer, tableau 1). Deuxièmement, la distribution de l'indice d'acceptation communautaire des violences conjugales envers les femmes (atteintes aux droits physiques) est, certes, oblique à gauche en 2005 mais tend à se déplacer sur la droite en 2012 (Figure 1) ; ce qui suggère une aggravation (ou du moins une normalisation) des violences envers les femmes sur la période. Comme le montre le tableau 1, l'indice d'acceptation de la violence conjugale a augmenté entre 2005 et 2012, passant en moyenne de 42 % à 50 % (différence significative au seuil de 1 %).

Figure 1 : Distribution des indices de discrimination envers les femmes, 2005 et 2012



Source : Enquêtes IHDS (2005-2012), échantillon de femmes adultes de 18 à 50 ans.

En se concentrant sur la vague de 2012, on observe que ces aggravations touchent d'autant plus les zones rurales et les ménages pauvres (tableau 1). On observe aussi dans ce tableau des différences significatives en fonction de la caste/religion d'appartenance, avec des niveaux de violation des droits des femmes plus élevés parmi les castes inférieures et les Musulmans, et plus faibles parmi les castes supérieures et les Chrétiens, Sikhs et Jains, illustrant des formes importantes d'intersectionnalité. Cependant, les différences non significatives en termes de pouvoir de décision suggèrent une certaine homogénéité entre les différents groupes socio-ethniques (sauf pour les tribus autochtones).

Tableau 1 : Tests de comparaison de moyennes en fonction de la vague d'enquête, de la zone d'habitat, de la pauvreté et du groupe d'appartenance

	Indice de restriction du pouvoir de décision (/1)	Indice de restriction de la mobilité (/1)	Indice d'acceptation de violence conjugale (/1)
2005 (ref)	0,711	0,650	0,418
2012	<i>0,685</i>	0,650	0,492
Observations	47624	47659	47420
Rural en 2012 (ref)	0,693	0,652	0,507
Urbain en 2012	<i>0,664</i>	0,646	<i>0,459</i>
Observations	22331	22320	22276
Non pauvre en 2012 (ref)	0,683	0,65	0,487
Pauvre en 2012	0,697	0,651	0,514
Observations	22326	22315	22271
Castes inférieures en 2012	0,681	0,658	0,507
Castes moyenne en 2012	0,688	0,668	0,513
Castes supérieures en 2012 (ref)	0,690	0,630	0,452
Tribus en 2012	<i>0,673</i>	0,623	0,462
Musulmans en 2012	0,686	0,648	0,521
Chrétiens, Sikhs, Jains en 2012	0,690	0,639	<i>0,412</i>
Observations	22325	22314	22270

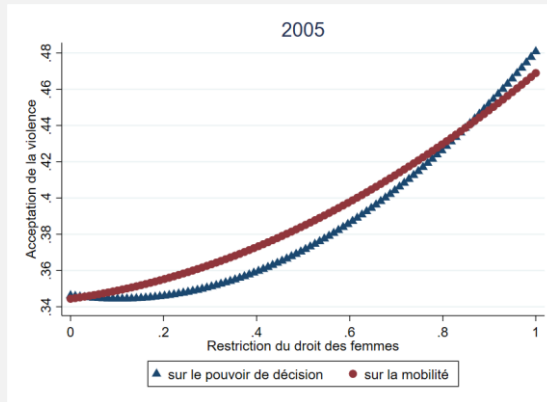
Note : Des tests de différences de moyennes entre chaque sous-groupe et le sous-groupe de référence (ref) sont systématiquement opérés (à partir de régressions linéaires MCO bivariées). Les différences significativement inférieures (au seuil de 1%) par rapport au groupe de référence sont reportées en italique, tandis que les différences significativement supérieures (au seuil de 1%) par rapport au groupe de référence sont reportées en gras.

Source : Enquêtes IHDS (2005-2012), échantillon de femmes adultes de 18 à 50 ans.

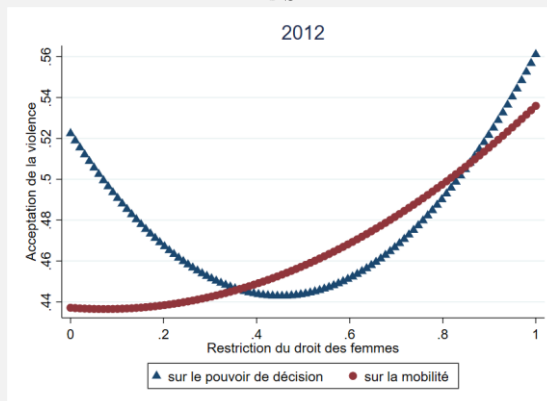
A l'aide de régressions bivariées quadratiques, les figures 2a et 2b permettent d'analyser les potentielles corrélations non-linéaires pouvant exister entre les trois indices de discrimination considérés en 2005 et 2012, respectivement. En 2005, les liens entre les indices tendaient à être positifs et manifestement linéaires : l'acceptation de la violence conjugale dans la communauté concernait surtout les femmes dont les droits étaient restreints (figure 2a). Toutefois depuis 2012, le lien entre l'acceptation de la violence conjugale et les restrictions sur la prise de décision semble avoir changé pour prendre une forme en U (figure 2b) : les femmes qui participaient activement dans la prise de décision au sein du ménage (indice proche de 0) ont paradoxalement eu tendance à reporter une forte acceptation de violence conjugale dans leur communauté (autour de 0.52/1). Cette nouvelle tendance fait écho aux études montrant que l'émancipation des femmes en Inde (mesurée par leur participation au marché du travail) s'est souvent accompagnée d'abus émotionnels et physiques de la part de leur mari dans une logique de punition (Luke et Munshi, 2011 ; Paul, 2016).

Figure 2 : Relations entre les restrictions sur les droits des femmes et l'acceptation des violences conjugales

-2a-



-2b-



Note : Illustration de régressions bivariées quadratiques du taux d'acceptation de la violence conjugale au niveau communautaire (en ordonnée) sur les taux de restriction dans les décisions prises par les femmes dans le ménage et de leurs mobilités (en abscisse).

Source : Enquêtes IHDS (2005-2012), échantillon de femmes adultes de 18 à 50 ans.

2.2 Discriminations envers les femmes et malnutrition

Cette seconde partie analytique vise à montrer que la violation (croissante) des droits des femmes peut avoir des conséquences non anodines en termes de santé publique. Le tableau 2 reporte les régressions à effets fixes de trois mesures nutritionnelles (IMC, dénutrition, et surpoids) sur nos trois indices de discrimination envers les femmes (sous leurs formes linéaires et quadratiques) et un ensemble de variables de contrôle variant dans le temps (incluant plusieurs facteurs de confusion). Outre le fait que les variables de contrôle ont des effets estimés (reportés dans le Tableau A1 de l'Annexe)

cohérents en tant que déterminants de l'état nutritionnel (Levasseur, 2015 ; Bonnefond et Clément, 2014), les conséquences nutritionnelles non linéaires des discriminations envers les femmes semblent intimement dépendre de la nature même des discriminations.

Tableau 2 : Effets des violations des droits des femmes sur leur santé nutritionnelle (modèles à effets fixes sur données de panel – 2005/12)

Variable dépendante :	Indice de masse corporelle (kg/m ²)		Dénutrition (binaire)		Surpoids (binaire)	
	Linéaire	Quadratique	Linéaire	Quadratique	Linéaire	Quadratique
<i>Spécification :</i>						
Indice de restriction du pouvoir de décision [0-1]	-0,209** (0,091)	-0,969*** (0,314)	-0,011 (0,011)	-0,009 (0,037)	-0,035*** (0,011)	-0,072* (0,038)
Indice au carré		0,659** (0,260)		-0,002 (0,031)		0,032 (0,032)
Observations	40,397	40,397	39,866	39,866	39,866	39,866
R ²	0,096	0,096	0,019	0,019	0,054	0,054
Indice de restriction de la mobilité [0-1]	-0,058 (0,054)	-1,053*** (0,215)	-0,009 (0,007)	0,031 (0,027)	-0,012* (0,007)	-0,102*** (0,027)
Indice au carré		0,928*** (0,193)		-0,037 (0,024)		0,084*** (0,024)
Observations	40,421	40,421	39,889	39,889	39,889	39,889
R ²	0,096	0,098	0,019	0,019	0,054	0,054
Indice d'acceptation communautaire de la violence conjugale [0-1]	0,166*** (0,063)	0,715*** (0,241)	-0,017** (0,008)	-0,015 (0,029)	0,009 (0,008)	0,060** (0,030)
Indice au carré		-0,526** (0,222)		-0,001 (0,027)		-0,049* (0,027)
Observations	40,210	40,210	39,681	39,681	39,681	39,681
R ²	0,097	0,097	0,019	0,019	0,053	0,053

Note : La significativité des coefficients estimés est la suivante : *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$. Les erreurs standards (entre parenthèses) sont corrigées de la corrélation intra-ménage (clustérisées). Chaque régression inclut les variables de contrôle (Tableau complet dans l'Annexe).

Source : Enquête IHDS (2005-2012), échantillon de femmes adultes de 18 à 50 ans.

Comme supposé par la littérature (cf. section 1.4), *l'accroissement de l'acceptation communautaire de la violence conjugale entre 2005 et 2012* s'est traduit par une diminution du risque de dénutrition (significatif au seuil de 10 %), et un accroissement de l'IMC et du risque de surpoids (significatif au seuil de 1%). Toutefois, ce lien positif n'est significatif que jusqu'à un certain degré d'acceptation (autour de 0,6/1). En effet, on observe un point de retournement au-delà de 0,6/1 (significatif au seuil de 5 %), indiquant une courbe en cloche. Autrement dit, pour les femmes qui reportent des augmentations particulièrement élevées d'acceptation de violence conjugale dans la communauté, la relation devient négative (ces femmes ont perdu du poids, ou en ont moins pris).

L'indice de restriction de la mobilité a également un lien non linéaire avec le risque de surpoids, mais cette fois sous la forme d'une courbe en U. Ce résultat suggère que les femmes, dont la mobilité a peu ou au contraire fortement été restreinte sur la période, ont eu tendance à prendre plus de poids que les femmes pour qui ces restrictions ont été modérées. Une interprétation possible de ce résultat ambigu pourrait être que, si de fortes restrictions de mobilité diminuent *de facto* l'activité physique (source potentielle de prise de poids), l'absence de restrictions sur la mobilité pourrait être associée à des comportements à risque associés au surpoids *via* l'exposition à un environnement obésogène (cf. section 1.4).

Quant à la *perte de pouvoir de décision des femmes entre 2005 et 2012*, celle-ci a eu tendance à réduire leur risque de surpoids (significatif au seuil de 1 %). Ce résultat veut aussi dire que les femmes dont le pouvoir de décision a augmenté sur la période ont pris plus de poids que celles dont le pouvoir de décision a diminué ou est resté inchangé ; mettant en exergue l'hypothèse d'un lien entre émancipation et surpoids (cf. section 1.4). En cohérence avec les résultats sur la mobilité, l'émancipation des femmes pourrait donc accroître leur exposition à des modes de vie obésogènes de type occidental et amener ces dernières à adopter des comportements à risque associés à la prise de poids. À noter qu'à l'instar de l'indice de restriction de la mobilité, lorsque l'IMC est considéré comme variable dépendante, on observe un point de retournement significatif intervenant lorsque l'indice de restriction dans le pouvoir de décision dépasse 0,73/1 (courbe en U) ; suggérant qu'au-delà de ce degré de restriction, les femmes ont tendance à prendre du poids (ou à moins en perdre). Autrement dit, il semblerait que l'absence totale de participation des femmes dans les décisions prises par le ménage soit également un facteur de prise de poids. Plusieurs raisons peuvent expliquer ce résultat : l'expression de troubles psychosociologiques (compensation par la nourriture, perte d'estime de soi, renoncement à l'activité physique et au soin du corps, auto-exclusion, etc.) ; la présence de freins sociaux privant les femmes des bienfaits de l'éducation et de la santé ; le (mauvais) choix des plats cuisinés à l'exclusive discrétion du mari (ou des autres membres de la famille tels que la belle-mère).

Tableau 3 : Effets des violations des droits des femmes sur leur IMC en fonction de la zone d'habitat et de la pauvreté (modèles à effets fixes sur données de panel – 2005/12)

Variable dépendante : Indice de masse corporelle (kg/m ²)	Zones rurales		Zones urbaines		Population non pauvre		Population pauvre	
	<i>Linéaire</i>	<i>Quadratique</i>	<i>Linéaire</i>	<i>Quadratique</i>	<i>Linéaire</i>	<i>Quadratique</i>	<i>Linéaire</i>	<i>Quadratique</i>
Indice de restriction du pouvoir de décision [0-1]	-0,175 (0,107)	-0,956** (0,378)	-0,335** (0,165)	-0,886 (0,550)	-0,261** (0,109)	-1,172*** (0,372)	-0,242 (0,320)	-2,323* (1,254)
Indice au carré		0,671** (0,312)		0,487 (0,461)		0,794** (0,310)		1,773* (1,011)
Observations	27,123	27,123	13,274	13,274	33,233	33,233	7,148	7,148
R ²	0,081	0,082	0,132	0,132	0,108	0,108	0,071	0,074
Indice de restriction de la mobilité [0-1]	-0,009 (0,065)	-0,881*** (0,255)	-0,185* (0,096)	-1,274*** (0,388)	-0,106 (0,065)	-1,270*** (0,260)	0,005 (0,202)	0,720 (0,808)
Indice au carré		0,806*** (0,228)		1,033*** (0,356)		1,091*** (0,235)		-0,649 (0,702)
Observations	27,133	27,133	13,288	13,288	33,251	33,251	7,154	7,154
R ²	0,082	0,083	0,133	0,134	0,108	0,110	0,071	0,072
Indice d'acceptation communautaire de la violence conjugale [0-1]	0,138* (0,073)	0,719** (0,294)	0,192 (0,119)	0,575 (0,420)	0,103 (0,076)	0,347 (0,288)	0,248 (0,218)	0,856 (0,844)
Indice au carré		-0,547** (0,265)		-0,382 (0,408)		-0,235 (0,268)		-0,567 (0,794)
Observations	27,006	27,006	13,204	13,204	33,082	33,082	7,112	7,112
R ²	0,083	0,083	0,132	0,132	0,109	0,109	0,075	0,075

Note : La significativité des coefficients estimés est la suivante : *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$. Les erreurs standards (entre parenthèses) sont corrigées de la corrélation intra-ménage (clustérisées). Chaque régression inclut les variables de contrôle (tableau complet dans l'Annexe).

Source : Enquête IHDS (2005-2012), échantillon de femmes adultes de 18 à 50 ans.

Enfin, le tableau 3 analyse la potentielle présence d'effets hétérogènes en fonction de la zone d'habitat (rurale *vs.* urbaine) et du niveau de pauvreté (sous *vs.* au-dessus du seuil de pauvreté indien). Si en matière de restriction des mobilités, le tableau 3 ne révèle pas d'effets hétérogènes, il met néanmoins en évidence une association positive plus forte entre le gain de pouvoir de décision et l'IMC des femmes dans les zones urbaines par rapport aux zones rurales. De même, nous trouvons que cet effet est davantage significatif pour les femmes non pauvres comparées aux femmes pauvres ; ce qui est cohérent avec l'hypothèse selon laquelle l'émancipation des femmes augmente le risque de consommer des produits associés à la prise de poids. Dans les zones

rurales, on retrouve la relation non linéaire en forme de U entre la perte de pouvoir de décision et l'IMC des femmes, la relation passant de négative à positive à partir d'un certain niveau de restriction (autour de 0,71/1). Le fait que les femmes rurales ayant perdu beaucoup de pouvoir dans leur ménage entre 2005 et 2012 tendent à prendre du poids peut s'expliquer par les privations plurielles que cela implique, notamment sur le plan psychosociologique (faibles estime de soi et de confiance en soi, compensation des troubles mentaux par la nourriture). De la même manière, l'effet de l'acceptation croissante de la violence conjugale sur l'IMC des femmes est plus fort dans les zones rurales que dans les zones urbaines. Toutefois, contrairement aux indices de restrictions capturant des formes de maltraitance morale, il semble que cet indicateur capture des formes de maltraitance plus sévères (violences physiques en l'occurrence) dans la mesure où lorsque l'acceptation de la violence a très fortement augmenté sur la période, les femmes rurales ont eu tendance à perdre de poids (ou du moins à moins en prendre).

CONCLUSION

En plus de mettre en lumière une relative aggravation des discriminations envers les femmes en Inde entre 2005 et 2012, et les spécificités des formes de discrimination existantes, cette étude contribue à mieux percevoir les liens entre ces discriminations quotidiennes et l'état nutritionnel des femmes. L'analyse de la figure 2 suggère que la normalisation sociale des violences conjugales dans la communauté entre 2005 et 2012 a particulièrement été reportée dans deux types de foyers : les foyers où les restrictions en termes de mobilité et de pouvoir de décision sont très faibles (voire absentes) et les foyers où ces restrictions sont exacerbées. Tandis que ce premier groupe fait écho aux études montrant que l'émancipation des femmes mène dans certains contextes à une augmentation des violences conjugales pour « punir » la transgression des normes traditionnelles de genre (Paul, 2016 ; Luke et Munshi, 2011), ce deuxième groupe cumulant les trois formes de discrimination semble ancré dans des normes de genre invariables d'autant plus traditionnelles et conservatrices. Enfin, on peut supposer l'existence d'un troisième groupe de foyers dans lesquels les femmes sont relativement émancipées et où les violences conjugales sont rejetées par la communauté. Un exercice intéressant consiste alors à mettre en parallèle la non-linéarité des conséquences nutritionnelles observées dans les tableaux 2 et 3 avec cette typologie issue de l'analyse de la figure 2. Pour les femmes qui se sont fortement émancipées en termes de pouvoir de décision et de mobilité au risque de se voir punies physiquement par leur mari et leur communauté (groupe 1), nos résultats suggèrent qu'elles auraient eu tendance à perdre du

poids entre 2005 et 2012 (simultanément sur les pentes descendantes des deux courbes en U et de la courbe en cloche). En revanche, pour les femmes dont les droits se sont substantiellement améliorés sans « trop » se voir brimer physiquement par l'autorité patriarcale (groupe 3), on observerait une prise de poids sur la période (sur la pente descendante des courbes en U et sur la pente ascendante de la courbe en cloche) ; potentiellement liée à une exposition sans filtre à un environnement urbain associé à la prise de poids. Enfin, pour le groupe 2, caractérisé par des normes de genre conservatrices profondément ancrées dans les coutumes, et donc *a priori* stagnante sur la période observée (delta égal 0), il est malheureusement difficile de trancher à partir de nos estimations à effets fixes qui exploitent, par construction, des variations temporelles s'étant produites entre 2005 et 2012.

Pour conclure, si les discriminations affectent l'état nutritionnel des femmes, un meilleur traitement des femmes dans les ménages et la communauté n'a pas systématiquement des effets bénéfiques. Ce point est particulièrement important pour la formulation de politiques publiques visant à améliorer les droits et les libertés des femmes dans les pays où les inégalités de genre atteignent (et atteignent encore) des niveaux et des formes critiques. Il semble donc opportun d'accompagner les actions visant à lutter contre les inégalités de genre avec des programmes de prévention nutritionnelle (anti-obésité) cherchant à mettre en garde les individus sur les risques de santé liés à l'alimentation, mais aussi d'investir plus largement dans l'éducation et la santé des femmes. À cet égard, les programmes de transferts de fonds conditionnels (dont les femmes sont les principales bénéficiaires), incluant des formations sanitaires et nutritionnelles, comme par exemple au Mexique, ont montré leur efficacité pour protéger les participant(e)s pauvres contre la prise de poids à risque (Levasseur, 2019).

BIBLIOGRAPHIE

ALVAREZ-SAAVEDRA V., LEVASSEUR P. et SEETAHUL S. (2021) The role of gender inequality in the obesity epidemic: a case study from India, *in Working Paper, available on request*.

BATRA R. et REIO JR T.G. (2016) Gender inequality issues in India, *in Advances in Developing Human Resources*, SAGE Publications Sage CA: Los Angeles, CA, 88–101.

BONNEFOND C. et CLÉMENT M. (2014) Social class and body weight among Chinese urban adults: The role of the middle classes

in the nutrition transition, in *Social science & medicine* (1982), 22-29.

CASE A. et MENENDEZ A. (2009) Sex differences in obesity rates in poor countries: evidence from South Africa, in *Economics & Human Biology*, Elsevier, 271–282.

CHOUDHURI P. et DESAI S. (2020) Gender inequalities and household fuel choice in India, in *Journal of Cleaner Production*, Elsevier, 121487.

GARAWI F., DEVRIES K., THOROGOOD N. et UAUY R. (2014) Global differences between women and men in the prevalence of obesity: is there an association with gender inequality?, in *European journal of clinical nutrition*, Nature Publishing Group, 1101–1106.

GODELIER M. (1981) *The origins of male domination*, New Left Review.

HAUKKALA A. et UUTELA A. (2000) Cynical hostility, depression, and obesity: the moderating role of education and gender, in *International Journal of Eating Disorders*, Wiley Online Library, 106–109.

JOSE S. (2011) Adult Undernutrition in India: Is There a Huge Gender Gap?, in *Economic and Political Weekly*, 95-102.

KULKARNI V.S., KULKARNI V.S. et GAIHA R. (2016) « Double Burden of Malnutrition » Reexamining the Coexistence of Undernutrition and Overweight Among Women in India, in *International Journal of Health Services*, 0020731416664666.

LEVASSEUR P. (2015) Causal effects of socioeconomic status on central adiposity risks: Evidence using panel data from urban Mexico, in *Social Science & Medicine*, 165-174.

LEVASSEUR P. (2019) Can social programs break the vicious cycle between poverty and obesity? Evidence from urban Mexico, in *World Development*, 143-156.

LUKE N. et MUNSHI K. (2011) Women as agents of change: Female income and mobility in India, in *Journal of Development Economics*, Elsevier, 1-17.

NUBÉ M. et VAN DEN BOOM G.J.M. (2003) Gender and adult undernutrition in developing countries, in *Annals of Human Biology*, 520-537.

PARASHAR A. (2008) Gender inequality and religious personal laws in India, in *The Brown Journal of World Affairs*, JSTOR, 103-112.

PAUL S. (2016) Women's Labour Force Participation and Domestic Violence: Evidence from India, in *Journal of South Asian Development*, 224-250.

SAIKIA N., MEH C., RAM U., BORA J.K., MISHRA B., CHANDRA S. et JHA P. (2021) Trends in missing females at birth in India from 1981 to 2016: analyses of 2.1 million birth histories in nationally representative surveys, in *The Lancet Global Health*, Elsevier, e813-e821.

SARKAR S., SAHOO S. et KLASSEN S. (2019) Employment transitions of women in India: A panel analysis, in *World Development*, 291-309.

SINHA A., MCROY R.G., BERKMAN B. et SUTHERLAND M. (2017) Drivers of change: Examining the effects of gender equality on child nutrition, in *Children and Youth Services Review*, 203-212.

STROOPE S. (2015) Seclusion, decision-making power, and gender disparities in adult health: Examining hypertension in India, in *Social science research*, Elsevier, 288-299.

SUNDARI S. (2020) Structural Changes and Quality of Women's Labour in India, in *The Indian Journal of Labour Economics*, 689-717.

SWINBURN B., EGGER G. et RAZA F. (1999) Dissecting obesogenic environments: the development and application of a framework for identifying and prioritizing environmental interventions for obesity, in *Preventive medicine*, Academic Press, 563–570.

WELLS J.C.K., MARPHATIA A.A., COLE T.J. et MCCOY D. (2012) Associations of economic and gender inequality with global obesity prevalence: Understanding the female excess, in *Social Science & Medicine*, 482-490.

WORLD HEALTH ORGANIZATION (2021) *World health statistics 2021: monitoring health for the SDGs, sustainable development goals*, Geneva, World Health Organization.

YOUNT K.M. et LI L. (2011) Domestic violence and obesity in Egyptian women, in *Journal of biosocial science*, Cambridge University Press, 85–99.

ANNEXE

Tableau A.1 : Régressions à effets fixes de l'IMC sur les indices de violation des droits des femmes et les variables de contrôle sur l'ensemble de l'échantillon (tableau complet)

Variable dépendante :	IMC (kg/m ²)	IMC (kg/m ²)	IMC (kg/m ²)	IMC (kg/m ²)	IMC (kg/m ²)	IMC (kg/m ²)
Indice de restriction du pouvoir de décision [0-1]	-0,209** (0,091)	-0,969*** (0,314)				
Indice au carré		0,659** (0,260)				
Indice de restriction du pouvoir de la mobilité [0-1]			-0,058 (0,054)	-1,053*** (0,215)		
Indice au carré				0,928*** (0,193)		
Indice d'acceptation communautaire de la violence domestique [0-1]					0,166*** (0,063)	0,715*** (0,241)
Indice au carré						-0,526** (0,222)
Age 31-40	1,438*** (0,054)	1,435*** (0,054)	1,444*** (0,054)	1,435*** (0,054)	1,433*** (0,054)	1,429*** (0,054)
Age 41-50	2,497*** (0,076)	2,490*** (0,076)	2,507*** (0,075)	2,495*** (0,076)	2,487*** (0,076)	2,476*** (0,076)
Edu. primaire incomplète	0,183* (0,076)	0,186* (0,076)	0,193* (0,075)	0,198* (0,076)	0,196* (0,076)	0,195* (0,076)

	(0,103)	(0,103)	(0,103)	(0,103)	(0,104)	(0,104)
Edu. primaire	0,203*	0,205*	0,202*	0,208*	0,227*	0,226*
	(0,119)	(0,119)	(0,119)	(0,119)	(0,119)	(0,119)
Edu. secondaire incomplète	0,315**	0,316**	0,320**	0,325**	0,344**	0,348**
	(0,134)	(0,134)	(0,134)	(0,134)	(0,135)	(0,135)
Edu. secondaire	0,406**	0,404**	0,423**	0,431**	0,410**	0,414**
	(0,186)	(0,186)	(0,186)	(0,185)	(0,187)	(0,187)
Lycée	0,065	0,061	0,078	0,083	0,074	0,082
	(0,241)	(0,241)	(0,241)	(0,240)	(0,242)	(0,242)
Edu. supérieure	1,118***	1,115***	1,127***	1,134***	1,125***	1,131***
	(0,331)	(0,331)	(0,330)	(0,330)	(0,331)	(0,331)
Active sur le marché du travail	-0,063	-0,063	-0,061	-0,067	-0,067	-0,067
	(0,054)	(0,054)	(0,054)	(0,054)	(0,054)	(0,054)
Mariée	0,048	0,125	-0,047	0,016	-0,057	-0,058
	(0,155)	(0,158)	(0,151)	(0,152)	(0,152)	(0,152)
Nombre d'enfants	0,144***	0,149***	0,152***	0,149***	0,144***	0,144***
	(0,038)	(0,038)	(0,038)	(0,038)	(0,038)	(0,038)
Chrétiens, Sikhs et Jains	0,346	0,350	0,347	0,339	0,344	0,344
	(0,285)	(0,285)	(0,286)	(0,286)	(0,287)	(0,287)
Castes moyennes	-0,322***	-0,324***	-0,320***	-0,319***	-0,324***	-0,322***
	(0,092)	(0,092)	(0,092)	(0,092)	(0,092)	(0,092)
Castes inférieures et tribus	-0,059	-0,066	-0,051	-0,050	-0,050	-0,048
	(0,149)	(0,150)	(0,149)	(0,149)	(0,150)	(0,150)
Musulmans	-1,253***	-1,251***	-1,232***	-1,203***	-1,241***	-1,235***
	(0,408)	(0,409)	(0,401)	(0,400)	(0,402)	(0,403)
log-revenu par tête	-0,863***	-0,861***	-0,891***	-0,873***	-0,842***	-0,838***
	(0,239)	(0,239)	(0,240)	(0,240)	(0,240)	(0,240)
Carré du log-revenu/tête	0,060***	0,060***	0,062***	0,061***	0,059***	0,059***
	(0,013)	(0,013)	(0,013)	(0,013)	(0,013)	(0,013)
Constant	23,189***	23,256***	23,249***	23,242***	22,941***	22,852***
	(1,126)	(1,128)	(1,127)	(1,130)	(1,127)	(1,127)
Observations	40,397	40,397	40,421	40,421	40,210	40,210
R ²	0,096	0,096	0,096	0,098	0,097	0,097

Note : La significativité des coefficients estimés est la suivante : *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$. Les erreurs standards (entre parenthèses) sont corrigées de la corrélation intra-ménage (clustérisées). Pour la variable catégorielle de classe d'âge, le groupe de référence rassemble les femmes ayant entre 18 et 30 ans. Pour la variable catégorielle d'éducation atteinte, le groupe de référence rassemble les femmes sans éducation formelle. Pour la variable catégorielle de castes et religions, le groupe de référence rassemble les femmes appartenant à la caste hindoue supérieure.

Source : Enquête IHDS (2005-2012), échantillon de femmes adultes de 18 à 50 ans.