

CONNAITRE SES DROITS NE SUFFIT PAS POUR CHOISIR LIBREMENT SON PARTENAIRE AU BENIN

Josephat AVOCE^{1*},
Christabel MASAMANDANG²,
Sènoudé Germaine Pulchérie ACHADE¹,
Jérôme Coovi CHATIGRE³,
Biwègnon Mariette MONTCHO⁴,
Dodji Alexis Hippolyte AMOUZOUVI⁵

¹ Organisation pour le Service et la Vie (OSV), Cotonou, Bénin

² Bien-être et Dignité Féminine (BeDiF), Cotonou, Bénin

³ Groupe de Recherche, d'Action et de Formation en Épidémiologie et en Développement (GRAFED), Cotonou, Bénin

⁴ Réseau Ouest-Africain des Jeunes Femmes Leaders (ROAJELF), Cotonou, Bénin

⁵ Laboratoire d'Analyse et de Recherche, Religions, Espaces et Développement, Université d'Abomey-Calavi (LARRED/UAC), Abomey-Calavi, Bénin

* Auteur correspondant : Josephat AVOCE (javoce@osvjordan.org)

Résumé

La connaissance d'un droit ne garantit pas son exercice. Cette étude analyse l'écart entre l'adhésion normative au droit de choisir librement son partenaire et son exercice effectif chez les adolescent·e·s et jeunes du département du Couffo, au Bénin. Une enquête transversale, descriptive et analytique a été conduite en 2026 auprès de 851 jeunes de 18 à 24 ans dans les six communes du département, dans le cadre de l'étude de base du Projet Mitichité. Les associations ont été testées par le test de chi-carré de Pearson (seuil $p < 0,05$), puis par une régression de Poisson à variance robuste. L'adhésion normative est quasi unanime : 99,4 % des jeunes savent que toute personne a le droit de choisir librement son conjoint et 98,7 % approuvent qu'une fille puisse refuser un mariage arrangé. Pourtant, 17,5 % ne se sentent pas libres de choisir leur partenaire, 4,7 % ont été confrontés à un projet de mariage non souhaité et seuls 57,9 % savent où signaler une violence ou un mariage forcé. Après ajustement, les écarts liés au genre, au milieu de résidence et à l'âge s'effacent : seule la résidence à Lalo demeure associée au sentiment de non-liberté (rapport de prévalence ajusté : 17,24), cette commune concentrant 73,8 % des cas. Ce décalage de 16,2 points, avant tout territorial, appelle des interventions qui dépassent la sensibilisation pour agir sur les normes sociales de genre, l'autonomie réelle des jeunes et la lisibilité des recours.

Mots-clés : libre choix du partenaire, mariage des enfants, droits sexuels et reproductifs, jeunes, Bénin

Abstract

Theoretical knowledge of a right does not guarantee its exercise. This study analyses the gap between normative endorsement of the right to freely choose one's partner and its effective exercise among adolescents and young people in the Couffo department, Benin. A cross-sectional, descriptive and analytical survey was conducted in 2026 among 851 youth aged 18 to 24 across the six communes of the department, as part of the Miitchité Project baseline study. Associations were tested using Pearson's chi-square test ($p < 0.05$), then robust-variance Poisson regression. Normative endorsement is near-unanimous: 99.4% of youth know that everyone has the right to freely choose a spouse and 98.7% agree that a girl may refuse an arranged marriage. Yet 17.5% do not feel free to choose their partner, 4.7% have faced an unwanted marriage plan and only 57.9% know where to report violence or forced marriage. After adjustment, gender, residence and age gaps vanish: only residence in Lalo remains associated with the feeling of non-freedom (adjusted prevalence ratio: 17.24), this commune concentrating 73.8% of cases. This 16.2-point gap, primarily territorial, calls for interventions that move beyond awareness-raising to address gender social norms, young people's real autonomy and the visibility of protection mechanisms.

Keywords: free partner choice, child marriage, sexual and reproductive rights, youth, Benin

1. Introduction

Le droit au libre choix du conjoint figure parmi les droits humains fondamentaux. Il est consacré par l'article 16 de la Déclaration universelle des droits de l'homme (Organisation des Nations Unies, 1948), par la Convention sur l'élimination de toutes les formes de discrimination à l'égard des femmes (Organisation des Nations Unies, 1979) et par le Protocole de Maputo, qui reconnaît explicitement aux femmes africaines le droit de choisir librement leur conjoint (Union Africaine, 2003). La cible 5.3 des objectifs de développement durable vise l'élimination du mariage des enfants à l'horizon 2030 (Organisation des Nations Unies, 2015). Au Bénin, ce cadre international se traduit par un arsenal juridique solide : la loi n° 2002-07 portant Code des personnes et de la famille fixe l'âge minimum du mariage à 18 ans pour les deux sexes ; la loi n° 2003-04 du 3 mars 2003 relative à la santé sexuelle et à la reproduction garantit le libre choix du conjoint ; la loi n° 2015-08 du 8 décembre 2015 portant Code de l'enfant interdit

explicitement le mariage des enfants et le mariage forcé (République du Bénin, 2003, 2004, 2015).

Malgré cet ancrage normatif, la pratique reste préoccupante. Selon l'Enquête démographique et de santé du Bénin de 2017-2018, 9 % des femmes âgées de 20 à 24 ans ont été mariées avant 15 ans et 31 % avant 18 ans (INSAE et ICF, 2019). Le département du Couffo, situé dans le sud-ouest du pays, présente l'une des prévalences les plus élevées d'unions précoces et de violences basées sur le genre, dans un contexte de forte ruralité, de poids des normes coutumières et de précarité économique des ménages (INSAE et ICF, 2019 ; UNICEF, 2022). C'est dans ce contexte qu'est mis en œuvre le Projet Miitchité, financé par l'Agence française de développement et conduit par un consortium d'organisations de la société civile, qui vise à promouvoir l'exercice effectif des droits en santé sexuelle et reproductive chez les adolescent·e·s et jeunes du département.

La portée de ce constat se comprend à la lumière d'une distinction théorique ancienne mais toujours opérante : celle qui sépare la dimension *de jure* et la dimension *de facto* des droits humains. Une norme peut être inscrite dans le droit positif et largement intériorisée sans pour autant être pleinement exercée (Sen, 1999 ; Nussbaum, 2000). L'approche par les capacités rappelle qu'un droit ne devient une liberté réelle que si la personne dispose des ressources matérielles, sociales et institutionnelles pour le convertir en choix effectif ; l'agentivité, entendue comme le pouvoir d'agir sur sa propre vie, constitue le maillon décisif de cette conversion (Holt *et al.*, 2024). Les travaux récents sur les normes sociales éclairent le mécanisme de blocage : l'adhésion individuelle à un principe, qui relève de l'attitude, se distingue nettement des attentes partagées au sein d'un groupe, qui relèvent de la norme sociale, et c'est le plus souvent la seconde, et non la première, qui gouverne les comportements matrimoniaux (Cislaghi et Heise, 2020). Appliquée au libre choix du partenaire, cette grille conduit à distinguer trois niveaux, la connaissance du droit, l'adhésion à sa légitimité et son exercice effectif, ce dernier restant subordonné

aux normes de genre, à la dépendance économique et à la disponibilité de recours (Jejeebhoy et Bott, 2003 ; Hindin et Fatusi, 2009).

Plusieurs travaux menés en Afrique de l'Ouest confirment que les jeunes connaissent et approuvent largement les principes des droits sexuels et reproductifs, sans que cette adhésion se traduise mécaniquement en autonomie effective, en particulier chez les filles exposées à la pression familiale et communautaire (Saul *et al.*, 2020 ; Melnikas *et al.*, 2023). Pour autant, peu de données quantitatives documentent finement, à l'échelle d'un département béninois, l'ampleur et les déterminants de l'écart entre adhésion au droit et exercice effectif chez les adolescent·e·s et jeunes. La présente étude entend combler cette lacune en poursuivant trois objectifs :

- décrire le niveau de connaissance et d'adhésion des jeunes du Couffo aux droits matrimoniaux ;
- mesurer leur sentiment de liberté à choisir leur partenaire et leur exposition effective à un projet de mariage non souhaité ;
- analyser les facteurs sociodémographiques et territoriaux associés au décalage entre adhésion normative et exercice effectif.

L'hypothèse principale est que ce décalage existe, qu'il varie selon les caractéristiques sociodémographiques et le lieu de résidence, et qu'il est aggravé par une connaissance limitée des recours.

2. Matériels et méthodes

2.1. Type, cadre et période de l'étude

Il s'agit d'une étude transversale, à visée descriptive et analytique, conduite dans le département du Couffo (sud-ouest du Bénin) entre janvier et mars 2026, dans le cadre de l'étude de base du Projet Miitchité. Le département compte six communes (Aplahoué, Djakotomey, Dogbo, Klouékanmè, Lalo et Toviklin), toutes incluses dans l'étude.

2.2. Population et échantillonnage

La population cible réunissait les adolescent·e·s et jeunes âgés de 18 à 24 ans révolus, résidant dans le département depuis au moins six mois et ayant donné leur consentement éclairé écrit. La taille de l'échantillon a été calculée selon la formule de Schwartz (Schwartz, 1993) pour une proportion attendue de 50 % (afin de maximiser la variance), un niveau de confiance de 95 % et une précision de 5 %, puis ajustée pour l'effet de grappe et la non-réponse et répartie au prorata de la population jeune de chaque commune. L'échantillon final comprend 851 répondant·e·s. Le recrutement a suivi une procédure à plusieurs degrés propre à cette étude : au premier degré, les sites d'enquête ont été tirés dans deux milieux de vie où les jeunes sont effectivement rassemblés, les établissements scolaires (collèges d'enseignement général) et les marchés ; au second degré, les répondant·e·s ont été sélectionnés sur chaque site par un pas de sondage systématique appliqué à partir d'un point de départ aléatoire, jusqu'à atteindre le quota communal. Ce double ancrage, scolaire et marchand, visait à capter aussi bien les jeunes scolarisés que les jeunes en activité, tout en reconnaissant qu'il laisse de côté les jeunes ni scolarisés ni présents sur les marchés (voir la section 4.6).

2.3. Outils de collecte

Les données ont été recueillies par administration directe d'un questionnaire structuré de huit sections : caractéristiques sociodémographiques ; connaissance des droits sexuels et reproductifs ; connaissances en planification familiale ; attitudes ; pratiques ; comportements ; engagement ; environnement habitant. Le questionnaire, adapté d'instruments validés de type connaissances-attitudes-pratiques, a été pré-testé auprès d'un petit groupe de jeunes de profil comparable, puis ajusté avant le déploiement. Les entretiens ont été conduits par des enquêteur·trice·s formés, en langue locale lorsque nécessaire, au moyen d'une application mobile de saisie assistée (KoboToolbox) permettant des contrôles de cohérence en temps réel.

2.4. Variables d'intérêt

Six variables principales structurent l'analyse de la chaîne de réalisation du droit au libre choix du partenaire :

- la connaissance que le mariage forcé et le mariage des enfants sont interdits (Q19) ;
- la connaissance que toute personne a le droit de choisir librement son conjoint (Q21) ;
- l'adhésion au principe selon lequel une fille peut refuser un mariage arrangé par sa famille (Q47) ;
- l'expérience déclarée d'avoir été confronté·e à un projet de mariage non souhaité (Q67) ;
- le sentiment subjectif de liberté de choisir son partenaire (Q68) ;
- la connaissance d'un lieu où signaler une violence ou un mariage forcé (Q71).

Le décalage entre adhésion et exercice a été opérationnalisé de deux manières complémentaires : au niveau agrégé, par la différence entre le taux d'adhésion (Q47) et le taux de sentiment de liberté (Q68) ; au niveau individuel, par l'identification des répondant·e·s « discordants », qui adhèrent au principe (Q47) tout en déclarant ne pas se sentir libres (Q68). Les variables sociodémographiques retenues pour les croisements étaient le groupe d'âge (18-19, 20-21, 22-24 ans), le genre, le niveau d'instruction, le statut matrimonial, le milieu de résidence, la commune, la religion et la profession. Le statut matrimonial a été dichotomisé en « célibataire » (y compris les célibataires avec enfant) et « en union » ; la profession a été regroupée en quatre modalités (élèves / étudiant·e·s, vendeur·se·s, apprenti·e·s / artisan·ne·s et autre).

2.5. Analyse statistique

Les données ont été apurées sous Microsoft Excel puis analysées avec Python 3.11 (bibliothèques pandas, numpy et scipy.stats). Les variables qualitatives sont décrites par des effectifs et des pourcentages. Les comparaisons entre groupes ont reposé

sur le test de chi-carré de Pearson, ou sur le test exact de Fisher lorsque les effectifs théoriques étaient inférieurs à 5, au seuil de $p < 0,05$. Afin d'estimer les déterminants indépendants du sentiment de non-liberté, une régression de Poisson à variance robuste (estimateur sandwich de Huber-White) a été ajustée simultanément sur l'ensemble des variables sociodémographiques, fournissant des rapports de prévalence (RP) bruts et ajustés assortis de leurs intervalles de confiance à 95 %. Ce modèle a été préféré à la régression logistique parce qu'il fournit des rapports de prévalence d'interprétation directe lorsque l'événement étudié n'est pas rare (Zou, 2004). Les catégories de référence retenues étaient l'homme, le milieu urbain, la commune d'Aplahoué, la tranche 18-19 ans, le niveau d'instruction « aucun », la religion du Vodoun et le statut d'élève/étudiant·e. Le statut matrimonial n'a pu être intégré au modèle, aucun·e jeune en union ne déclarant de sentiment de non-liberté, ce qui provoquait une séparation parfaite.

2.6. Considérations éthiques

L'étude a obtenu l'autorisation des autorités sanitaires et administratives du département. Le consentement éclairé écrit a été recueilli auprès de chaque répondant·e après explication des objectifs, de la durée et de l'absence de risque lié à la participation, qui restait strictement volontaire et interruptible à tout moment. La confidentialité a été garantie par l'anonymisation des données à la saisie et par un accès restreint aux fichiers analytiques.

3. Résultats

3.1. Caractéristiques sociodémographiques des répondant·e·s

L'échantillon comprend 851 jeunes âgés en moyenne de 19,7 ans, dont 66,2 % de femmes ($n = 563$) et 33,8 % d'hommes ($n = 288$). La majorité réside en milieu rural (69,9 %) et se déclare de confession chrétienne (66,6 % toutes obédiences confondues). Les célibataires représentent 95,8 % de l'échantillon (y compris les

célibataires avec enfant) et 4,2 % sont en union. Les élèves et étudiant·e·s constituent 63,5 % de l'effectif. Les caractéristiques détaillées figurent au tableau I.

Tableau I. Caractéristiques sociodémographiques des répondant·e·s (n = 851)

Variable	Modalité	Effectif	%
Groupe d'âge	18-19 ans	494	58,0
	20-21 ans	200	23,5
	22-24 ans	157	18,5
Genre	Femme	563	66,2
	Homme	288	33,8
Milieu de résidence	Rural	595	69,9
	Urbain	256	30,1
Niveau d'instruction	Aucun	105	12,3
	Primaire	125	14,7
	Secondaire 1er cycle	166	19,5
	Secondaire 2nd cycle	451	53,0
	Licence	4	0,5
Statut matrimonial	Célibataire	815	95,8
	En union	36	4,2
Religion	Chrétienne évangélique	297	34,9
	Autre chrétienne	270	31,7
	Religion du Vodoun	198	23,3
	Autre religion	51	6,0
	Musulmane	35	4,1
Profession	Élèves/étudiant·e·s	540	63,5
	Vendeur·se·s	142	16,7
	Apprenti·e·s/artisan·ne·s	111	13,0
	Autre	58	6,8
Commune	Klouékanmè	191	22,4
	Aplahoué	168	19,7
	Dogbo	161	18,9
	Lalo	120	14,1

	Djakotomey	120	14,1
	Toviklin	91	10,7

Source : étude de base du Projet Miitchité, 2026.

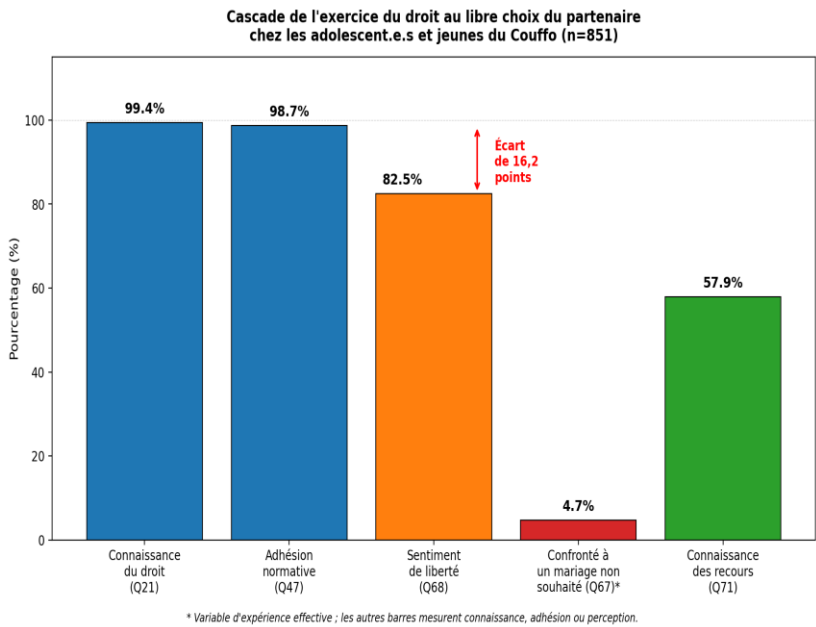
3.2. Une adhésion normative quasi unanime

La quasi-totalité des répondant·e·s déclare connaître le cadre qui protège le libre choix du conjoint : 99,4 % (n = 846) savent que toute personne a le droit de choisir librement son conjoint et 99,6 % (n = 848) savent que le mariage forcé et le mariage des enfants sont interdits. L'adhésion au principe selon lequel une fille peut refuser un mariage arrangé atteint 98,7 % (n = 840), sans variation significative selon le genre, le milieu de résidence ou la commune. À ce premier niveau, la pénétration des normes juridiques est donc remarquable et témoigne du travail conduit en amont par les autorités, les organisations de la société civile et les programmes successifs de sensibilisation.

3.3. Un écart marqué entre adhésion et sentiment de liberté

Bien qu'elle adhère massivement au principe, une fraction notable des jeunes n'en tire pas un sentiment de liberté : 17,5 % (n = 149) déclarent ne pas se sentir libres de choisir leur partenaire. L'écart entre l'adhésion normative (98,7 %) et l'exercice perçu (82,5 %) atteint ainsi 16,2 points de pourcentage (figure 1). Ce sentiment de non-liberté n'est pas réparti uniformément.

Figure 1. Cascade de l'exercice du droit au libre choix du partenaire chez les adolescent·e·s et jeunes du Couffo (n = 851)



Source : étude de base du Projet Miitchité, 2026.

En analyse bivariée, il est significativement plus fréquent chez les femmes que chez les hommes (21,7 % contre 9,4 % ; $\chi^2 = 19,10$; $p < 0,001$), en milieu rural qu'en milieu urbain (21,2 % contre 9,0 % ; $\chi^2 = 17,59$; $p < 0,001$) et chez les apprenti·e·s/artisan·ne·s (28,8 %) que chez les vendeur·se·s (5,6 %) ou les élèves (19,1 %). Il croît aussi avec l'âge (13,0 % chez les 18-19 ans, 20,5 % chez les 20-21 ans, 28,0 % chez les 22-24 ans ; $\chi^2 = 20,35$; $p < 0,001$), ce qui reflète vraisemblablement une pression matrimoniale s'intensifiant à l'approche de l'âge socialement attendu pour le mariage. Le détail des croisements figure au tableau II.

Tableau II. Sentiment de ne pas être libre de choisir son partenaire selon les caractéristiques sociodémographiques (n = 851)

Variable	Modalité	Total (n)	Non libre (n)	%	χ^2	p
Groupe d'âge	18-19 ans	494	64	13,0	20,35	< 0,001
	20-21 ans	200	41	20,5		
	22-24 ans	157	44	28,0		
Genre	Femme	563	122	21,7	19,10	< 0,001
	Homme	288	27	9,4		
Milieu	Rural	595	126	21,2	17,59	< 0,001
	Urbain	256	23	9,0		
Instruction	Aucun	105	23	21,9		0,012
	Primaire	125	17	13,6		
	Secondaire 1er cycle	166	42	25,3		
	Secondaire 2nd cycle	451	67	14,9		
	Licence	4	0	0,0		
Statut matrimonial	Célibataire	815	149	18,3		0,009
	En union	36	0	0,0		
Religion	Chrétienne évangélique	297	58	19,5	18,17	0,001
	Autre chrétienne	270	62	23,0		
	Religion du Vodoun	198	18	9,1		
	Autre religion	51	8	15,7		
	Musulmane	35	3	8,6		

Profession	Élèves/étudiant·e·s	540	103	19,1	26,69	< 0,001
	Vendeur·se·s	142	8	5,6		
	Apprenti·e·s/artisan·ne·s	111	32	28,8		
	Autre	58	6	10,3		

Source : étude de base du Projet Mïitchité, 2026. χ^2 : test de chi-carré de Pearson.

3.4. Une confrontation effective minoritaire mais réelle

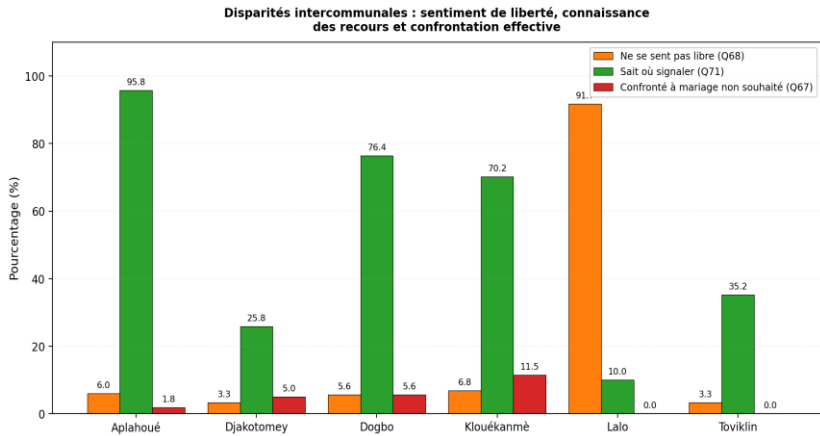
Quarante répondant·e·s, soit 4,7 % de l'échantillon, déclarent avoir déjà été confrontés à un projet de mariage non souhaité. Ce taux n'est pas significativement associé au genre (4,4 % chez les femmes, 5,2 % chez les hommes ; $p = 0,742$), résultat contre-intuitif au regard d'une littérature qui pointe une vulnérabilité féminine accrue. Plusieurs interprétations sont possibles : une sous-déclaration des filles concernées, une formulation portant sur un projet « non souhaité » qui exclut les unions acceptées sous contrainte intériorisée, ou une verbalisation plus aisée chez des hommes ayant pu refuser sans conséquence sociale comparable. La confrontation est en revanche plus fréquente chez les jeunes en union (19,4 % contre 4,0 % chez les célibataires ; $\chi^2 = 14,97$; $p < 0,001$), chez les apprenti·e·s/artisan·ne·s (7,2 %) et dans la catégorie « autre profession » (15,5 %). Elle varie également selon les communes, avec un maximum à Klouékanmè (11,5 %) et une absence apparente de cas déclarés à Lalo et Toviklin, ce qui invite à une lecture territorialisée prudente.

3.5. Une connaissance partielle des recours

Si l'adhésion au droit est quasi unanime, la connaissance du dispositif de protection est nettement plus fragile : seuls 57,9 % ($n = 493$) des jeunes savent où signaler une violence ou un mariage forcé, soit environ quatre jeunes sur dix dépourvus de toute ressource institutionnelle identifiée. Cette connaissance est plus

faible chez les femmes (54,5 % contre 64,6 % chez les hommes ; $\chi^2 = 7,50$; $p = 0,006$), en milieu rural (49,6 % contre 77,3 % en milieu urbain ; $\chi^2 = 55,48$; $p < 0,001$) et décroît avec l'âge (62,1 % chez les 18-19 ans, 49,7 % chez les 22-24 ans ; $\chi^2 = 9,25$; $p = 0,010$). L'asymétrie est doublement préoccupante : ce sont les jeunes les plus exposés au risque (femmes, milieu rural, âges avancés) qui connaissent le moins les recours. Les disparités intercommunales sont marquées (figure 2) : Aplahoué affiche le taux le plus élevé (95,8 %), devant Dogbo (76,4 %) et Klouékanmè (70,2 %), tandis que Lalo (10,0 %), Djakotomey (25,8 %) et Toviklin (35,2 %) se situent nettement en dessous.

Figure 2. Disparités intercommunales du sentiment de non-liberté, de la connaissance des recours et de la confrontation à un mariage non souhaité (n = 851)



Source : étude de base du Projet Miitchité, 2026.

3.6. Profil des « discordants »

Une analyse spécifique a porté sur les 148 répondant·e·s qui adhèrent au principe de refus d'un mariage arrangé (Q47 : « d'accord ») mais déclarent ne pas se sentir libres de choisir leur

partenaire (Q68 : « non »), soit 17,4 % de l'échantillon. Ce sous-groupe est composé à 81,8 % de femmes et réside à 84,5 % en milieu rural ; quatre discordant·e·s sur cinq se concentrent dans deux communes. Ce profil féminin, rural, jeune et déjà sensibilisé désigne une cible prioritaire pour les interventions visant à transformer la connaissance abstraite du droit en pouvoir d'agir concret. À l'inverse, parmi les jeunes effectivement confrontés à un projet de mariage non souhaité (n = 40), 92,5 % déclarent aujourd'hui se sentir libres de choisir leur partenaire et 82,5 % savent où signaler, taux nettement supérieurs à la moyenne de l'échantillon. La confrontation passée semble avoir favorisé la mobilisation de ressources informationnelles chez celles et ceux qui ont pu surmonter la situation ; ce constat ne saurait toutefois minimiser le besoin d'accompagnement précoce, car les jeunes qui n'ont pas pu refuser restent, par construction, invisibles à l'enquête.

3.7. Déterminants indépendants : analyse multivariée

La régression de Poisson à variance robuste, ajustée simultanément sur l'ensemble des caractéristiques sociodémographiques, produit un résultat tranché : une fois la commune prise en compte, la plupart des associations bivariées s'effacent (tableau III). L'écart de genre, marqué en analyse simple (RP brut = 2,31 ; IC 95 % : 1,56-3,42), disparaît après ajustement (RP = 0,78 ; p = 0,214) ; il en va de même du milieu rural (de 2,36 à 1,07), de l'âge, du niveau d'instruction, de la religion et de la profession, qui ne sont plus significativement associés au sentiment de non-liberté. Seule la commune de résidence demeure : résider à Lalo multiplie par plus de dix-sept la prévalence du sentiment de non-liberté par rapport à Aplahoué (RP ajusté = 17,24 ; IC 95 % : 9,15-32,46 ; p < 0,001). À elle seule, Lalo concentre 73,8 % des cas du département (110 jeunes sur 149) et y affiche une prévalence locale de 91,7 %. Ce résultat reconfigure la lecture du phénomène : les gradients bivariés (féminin, rural, plus âgé, évangélique ou apprenti) ne traduisent pas des effets propres,

mais la surreprésentation de ces profils à Lalo, commune rurale et à très forte prévalence de non-liberté. Dans le Couffo, le sentiment de ne pas pouvoir choisir son partenaire est donc avant tout un phénomène territorial plutôt qu'un effet diffus du genre ou de la position sociale.

Tableau III. Déterminants du sentiment de ne pas être libre de choisir son partenaire : rapports de prévalence bruts et ajustés (régression de Poisson robuste, n = 851)

Caractéristique (modalité)	RP brut [IC 95 %]	RP ajusté [IC 95 %]	p
Genre - Femme (réf. homme)	2,31 [1,56-3,42]	0,78 [0,53-1,15]	0,214
Âge - 20-21 ans (réf. 18-19 ans)	1,58 [1,11-2,26]	0,99 [0,77-1,27]	0,914
Âge - 22-24 ans	2,16 [1,54-3,04]	0,97 [0,76-1,24]	0,824
Instruction - Primaire (réf. aucune)	0,62 [0,35-1,10]	0,97 [0,67-1,41]	0,878
Instruction - Secondaire 1er cycle	1,16 [0,74-1,80]	1,20 [0,64-2,24]	0,576
Instruction - Secondaire 2nd cycle et +	0,67 [0,44-1,03]	1,22 [0,59-2,52]	0,599
Milieu - Rural (réf. urbain)	2,36 [1,55-3,59]	1,07 [0,78-1,47]	0,656
Commune - Djakotomey (réf. Aplahoué)	0,56 [0,18-1,74]	0,54 [0,18-1,62]	0,273
Commune - Dogbo	0,94 [0,39-2,25]	0,86 [0,36-2,06]	0,737
Commune - Klouékanmè	1,14 [0,51-2,54]	1,13 [0,53-2,41]	0,758

Commune - Toviklin	-	0,55 [0,16-1,96]	0,62 [0,17-2,23]	0,462
Commune - Lalo		15,40 [8,42-28,16]	17,24 [9,15-32,46]	< 0,001
Religion - Évangélique (réf. Vodoun)	-	2,15 [1,31-3,53]	0,96 [0,64-1,43]	0,831
Religion - Autre chrétien·ne		2,53 [1,54-4,13]	1,03 [0,69-1,54]	0,875
Religion - Musulman·e	-	0,94 [0,29-3,03]	1,40 [0,44-4,46]	0,572
Religion - Autre		1,73 [0,80-3,74]	0,89 [0,49-1,61]	0,690
Profession - Vendeur·se·s (réf. élèves/étud.)	-	0,30 [0,15-0,59]	0,66 [0,29-1,53]	0,335
Profession - Apprenti·e·s/artisan·ne·s	-	1,51 [1,08-2,12]	0,86 [0,45-1,63]	0,640
Profession - Autre	-	0,54 [0,25-1,18]	1,24 [0,50-3,09]	0,648

Source : étude de base du Projet Miitchité, 2026. RP : rapport de prévalence ; IC 95 % : intervalle de confiance ; réf. : référence. Statut matrimonial non inclus (aucun cas chez les jeunes en union).

4. Discussion

Cette étude met en lumière quatre résultats qui méritent discussion : la quasi-unanimité de l'adhésion normative, l'écart de 16,2 points entre cette adhésion et le sentiment de liberté, la forte concentration territoriale de ce décalage et l'asymétrie sociodémographique de la connaissance des recours.

4.1. Une adhésion massive à interpréter avec prudence

L'adhésion supérieure à 98 % au droit de refuser un mariage arrangé constitue un acquis des dynamiques de sensibilisation conduites au Bénin depuis l'adoption du Code des personnes et de la famille (République du Bénin, 2004), et rejoint des observations faites ailleurs en Afrique de l'Ouest, où l'adhésion déclarée au libre consentement coexiste avec des pratiques encore contraintes (Saul *et al.*, 2020 ; Melnikas *et al.*, 2023). Deux précautions d'interprétation s'imposent néanmoins. D'une part, un principe médiatisé et juridiquement protégé se prête à un biais de désirabilité sociale : interrogés dans un cadre d'enquête, les répondant·e·s peuvent fournir la « bonne réponse » sans intériorisation effective, biais bien documenté dans les enquêtes sur les comportements sexuels et reproductifs (King, 2022). D'autre part, l'adhésion mesurée relève d'une attitude individuelle, qu'il faut distinguer des normes sociales, c'est-à-dire des attentes que chacun prête à son entourage ; or ce sont ces dernières qui commandent le plus souvent les décisions matrimoniales (Cislaghi et Heise, 2020). L'écart de 16,2 points entre adhésion déclarée et exercice perçu donne précisément la mesure de cette distance entre l'attitude affichée et la norme vécue.

4.2. L'écart entre droit connu et droit exercé

Le fait que près d'un·e jeune sur cinq ne se sente pas libre de choisir son partenaire, alors que la quasi-totalité reconnaît ce droit comme légitime, illustre la distinction classique entre la dimension *de jure* et la dimension *de facto* des droits humains (Sen, 1999 ; Nussbaum, 2000). L'exercice effectif suppose une agentivité que la seule reconnaissance du droit ne garantit pas (Holt *et al.*, 2024). Plusieurs mécanismes nourrissent ce décalage : la pression familiale et communautaire, plus lourde pour les filles, prises entre choix individuel, stratégies d'alliance et normes coutumières (Kågesten *et al.*, 2016 ; Saul *et al.*, 2020) ; la dépendance économique, qui limite la capacité à mobiliser un droit, les apprenti·e·s et artisan·ne·s déclarant un sentiment de non-liberté supérieur à la moyenne

(28,8 %) ; et une pression matrimoniale croissante avec l'âge, que traduit le gradient continu observé (de 13 % à 28 %). Ces résultats prolongent les constats de Jejeebhoy et Bott (2003) sur les expériences matrimoniales non consenties des jeunes, les observations menées au Niger, où les adolescentes adhèrent au principe du consentement tout en décrivant des décisions contraintes par l'approbation parentale et communautaire (Saul *et al.*, 2020 ; Sripad *et al.*, 2024), et une méta-synthèse récente qui situe le mariage des filles à l'intersection de croyances de genre et de dispositifs juridiques imparfaitement appliqués (Pourtaheri *et al.*, 2024).

4.3. La connaissance des recours : un maillon faible et inégalement réparti

Le constat le plus préoccupant tient à ce que seuls 57,9 % des jeunes savent où signaler une violence ou un mariage forcé, alors que la connaissance d'un recours est la condition matérielle de l'exercice effectif d'un droit. Cette connaissance est plus faible chez les femmes (54,5 %), en milieu rural (49,6 %) et chez les plus âgés (49,7 % pour les 22-24 ans) : les profils les plus exposés sont aussi les moins outillés pour se protéger. Les disparités intercommunales reflètent vraisemblablement la présence inégale de centres de promotion sociale, d'organisations de la société civile, de leaders communautaires sensibilisés et de relais médiatiques. Une cartographie de l'offre institutionnelle de protection à l'échelle communale constituerait un préalable utile au renforcement des dispositifs.

4.4. Un décalage avant tout territorial

L'apport le plus original de l'analyse multivariée est de déplacer la lecture du phénomène du terrain sociodémographique vers le terrain territorial. Une fois la commune prise en compte, les écarts liés au genre, au milieu, à l'âge ou à la religion disparaissent, et le décalage se concentre massivement à Lalo (91,7 % de non-liberté, 73,8 % des cas), seule caractéristique demeurant indépendamment

associée (RP ajusté = 17,24). Ce résultat doit être interprété avec la prudence qu'imposent ses propriétés statistiques : l'intervalle de confiance très large (9,15-32,46) et la prévalence quasi totale observée localement signalent un effet d'une intensité inhabituelle, qui pourrait tenir à un facteur de contexte propre à Lalo (configuration normative et matérielle spécifique, dynamique communautaire locale) autant qu'à un effet de collecte (formulation en langue locale, effet d'enquêteur ou de site) qu'une seule étude transversale ne permet pas de départager. La concentration reste néanmoins trop forte pour être fortuite et commande une réponse spécifiquement territorialisée plutôt qu'une action indifférenciée sur le genre. Ce déplacement rejoint les approches contemporaines des normes sociales, qui insistent sur leur caractère localisé et sur la nécessité d'identifier les groupes de référence pertinents avant toute intervention (Cislaghi et Heise, 2020 ; Sripad *et al.*, 2024).

4.5. Implications programmatiques

Trois implications se dégagent pour le Projet Miitchité et les programmes apparentés. D'abord, dépasser la pédagogie des droits, déjà bien intégrée, pour investir les normes sociales de genre et les dynamiques familiales, en travaillant avec les parents, les chefs religieux et les leaders communautaires : les revues d'interventions les plus récentes montrent que les programmes agissant sur les normes obtiennent des effets supérieurs à la diffusion d'information seule, à condition d'être adaptés au contexte (Cislaghi et Heise, 2019 ; Erulkar *et al.*, 2020 ; Greene *et al.*, 2024). Ensuite, rendre les dispositifs de signalement visibles, accessibles et crédibles, en priorité en milieu rural et en direction des femmes, au moyen de relais de proximité. Enfin, cibler les profils les plus à risque (jeunes femmes rurales, apprenties, en fin d'adolescence) et, compte tenu de nos résultats, concentrer les moyens sur les territoires à très forte prévalence, au premier rang desquels la commune de Lalo.

4.6. Forces et limites

Cette étude présente plusieurs forces : la taille de l'échantillon ($n = 851$), la couverture des six communes et la triangulation entre variables de connaissance, d'adhésion, de perception et d'expérience, qui autorise une lecture en cascade du droit. Le questionnaire, adapté d'instruments validés, a fait l'objet d'un pré-test. Plusieurs limites doivent être soulignées. La nature transversale de l'étude interdit toute inférence causale. Les variables d'expérience reposent sur l'auto-déclaration et sont exposées au biais de désirabilité sociale (King, 2022) ; la sous-déclaration probable des cas féminins limite l'interprétation de la non-différence selon le genre pour la confrontation à un mariage non souhaité. Le plan d'échantillonnage, ancré dans les écoles et les marchés, ne capte pas les jeunes les plus marginalisés (déjà marié·e·s de force, déscolarisé·e·s, absents des marchés), qui comptent aussi parmi les plus exposés. Enfin, l'ampleur de l'effet propre à Lalo appelle une confirmation. Une enquête qualitative complémentaire, en cours, vise précisément à documenter ces dimensions et à éclairer la singularité territoriale mise en évidence.

5. Conclusion

La connaissance et l'adhésion aux droits matrimoniaux sont quasi unanimes chez les adolescent·e·s et jeunes du département du Couffo, acquis remarquable de décennies de sensibilisation. Cette adhésion ne se convertit pourtant pas intégralement en liberté vécue : près d'un·e jeune sur cinq ne se sent pas libre de choisir son partenaire, près d'un·e sur vingt a été confronté·e à un projet de mariage non souhaité et plus de quatre sur dix ignorent où signaler une violence ou un mariage forcé. L'analyse multivariée précise la nature de ce décalage : il n'est pas d'abord un effet du genre ou de la position sociale, mais un phénomène fortement territorialisé, concentré dans la commune de Lalo, tandis que la faiblesse et l'inégale répartition de la connaissance des recours en constituent le second maillon critique. Rendre le droit effectif

suppose donc d'agir simultanément sur trois fronts : les normes sociales et de genre, auprès des parents, des chefs religieux et des leaders communautaires ; la visibilité et l'accessibilité des dispositifs de signalement, en priorité en milieu rural et auprès des femmes ; et le ciblage territorial des moyens, au premier rang la commune de Lalo, assorti d'un accompagnement individualisé des jeunes les plus à risque. L'intégration, aux évaluations futures du Projet Miitchité, d'un suivi régulier de l'écart entre adhésion normative et exercice perçu permettrait de mesurer les progrès accomplis sur ce chemin encore inégalement tracé.

Références bibliographiques

CISLAGHI Beniamino et HEISE Lori, 2019, « Using social norms theory for health promotion in low-income countries », *Health Promotion International*, vol. 34, n° 3, pp. 616-623.

CISLAGHI Beniamino et HEISE Lori, 2020, « Gender norms and social norms: differences, similarities and why they matter in prevention science », *Sociology of Health & Illness*, vol. 42, n° 2, pp. 407-422.

ERULKAR Annabel, MEDHIN Girmay, WEISSMAN Eva, KABORE Gisèle et OUEDRAOGO Julien, 2020, « Designing and Evaluating Scalable Child Marriage Prevention Programs in Burkina Faso and Tanzania: A Quasi-Experiment and Costing Study », *Global Health: Science and Practice*, vol. 8, n° 1, pp. 68-81.

GREENE Margaret E., EDMEADES Jeffrey et SIDDIQI Manahil, 2024, « Scope, range and effectiveness of interventions to address social norms to prevent and delay child marriage and empower adolescent girls: a systematic review », *BMJ Open*, vol. 14, n° 1, e071275.

HINDIN Michelle J. et FATUSI Adesegun O., 2009, « Adolescent Sexual and Reproductive Health in Developing Countries: An Overview of Trends and Interventions », *International Perspectives on Sexual and Reproductive Health*, vol. 35, n° 2, pp. 58-62.

HOLT Kelsey, CHALLA Sneha, ALITUBEERA Phoebe, ATUYAMBE Lynn, DEHLENDORF Christine, GALAVOTTI Christine, IDIODI Ivan, JEGEDE Ayobambo, OMOLUABI Elizabeth, WAISWA Peter et UPADHYAY Ushma, 2024, « Conceptualizing Contraceptive Agency: A Critical Step to Enable Human Rights-Based Family Planning Programs and Measurement », *Global Health: Science and Practice*, vol. 12, n° 1, e2300299.

INSTITUT NATIONAL DE LA STATISTIQUE ET DE L'ANALYSE ÉCONOMIQUE (INSAE) et ICF, 2019. *Enquête démographique et de santé au Bénin, 2017-2018*, INSAE et ICF, Cotonou et Rockville.

JEJEEBHOY Shireen J. et BOTT Sarah, 2003. *Non-consensual Sexual Experiences of Young People: A Review of the Evidence from Developing Countries*, papier de recherche n° 16, Population Council, New Delhi.

KÅGESTEN Anna, GIBBS Susannah, BLUM Robert W., MOREAU Caroline, CHANDRA-MOULI Venkatraman, HERBERT Ann et AMIN Avni, 2016, « Understanding Factors That Shape Gender Attitudes in Early Adolescence Globally: A Mixed-Methods Systematic Review », *PLoS ONE*, vol. 11, n° 6, e0157805.

KING Bruce M., 2022, « The Influence of Social Desirability on Sexual Behavior Surveys: A Review », *Archives of Sexual Behavior*, vol. 51, n° 3, pp. 1495-1501.

MELNIKAS Andrea J., SAUL Grace, CHAU Michelle, PANDEY Neelanjana, GUEYE Mouhamadou, MKANDAWIRE James, DIARRA Aïssa et AMIN Sajeda, 2023, « Community-Based Empowerment Program to Delay Marriage: Results from the More Than Brides Alliance Intervention in India, Malawi, Mali and Niger », *PLoS ONE*, vol. 18, n° 4, e0281413.

NUSSBAUM Martha C., 2000. *Women and Human Development: The Capabilities Approach*, Cambridge University Press, Cambridge.

ORGANISATION DES NATIONS UNIES, 1948. *Déclaration universelle des droits de l'homme*, résolution 217 A (III) de l'Assemblée générale, ONU, Paris.

ORGANISATION DES NATIONS UNIES, 1979. *Convention sur l'élimination de toutes les formes de discrimination à l'égard des femmes*, ONU, New York.

ORGANISATION DES NATIONS UNIES, 2015. *Transformer notre monde : le Programme de développement durable à l'horizon 2030*, résolution A/RES/70/1, ONU, New York.

POURTAHERI Asma, MAHDIZADEH Mehرداد, TEHRANI Hadi, JAMALI Jamshid et PEYMAN Nooshin, 2024, « Socio-ecological factors of girl child marriage: a meta-synthesis of qualitative research », *BMC Public Health*, vol. 24, article 428.

RÉPUBLIQUE DU BÉNIN, 2003. *Loi n° 2003-04 du 3 mars 2003 relative à la santé sexuelle et à la reproduction*, Journal officiel de la République du Bénin, Cotonou.

RÉPUBLIQUE DU BÉNIN, 2004. *Loi n° 2002-07 du 24 août 2004 portant Code des personnes et de la famille*, Journal officiel de la République du Bénin, Cotonou.

RÉPUBLIQUE DU BÉNIN, 2015. *Loi n° 2015-08 du 8 décembre 2015 portant Code de l'enfant en République du Bénin*, Journal officiel de la République du Bénin, Cotonou.

SAUL Grace, DIARRA Aïssa, MELNIKAS Andrea J. et AMIN Sajeda, 2020, « Voice Without Choice? Investigating Adolescent Girls' Agency in Marital Decision-making in Niger », *Progress in Development Studies*, vol. 20, n° 4, pp. 270-281.

SCHWARTZ Daniel, 1993. *Méthodes statistiques à l'usage des médecins et des biologistes*, 4e édition, Flammarion Médecine-Sciences, Paris.

SEN Amartya, 1999. *Development as Freedom*, Oxford University Press, Oxford.

SRIPAD Pooja, PINCHOFF Jessie, DADI Chaibou et DOUGHERTY Leanne, 2024, « Measuring social norms related to child marriage among married women and men in Niger », *PLoS ONE*, vol. 19, n° 7, e0307595.

UNICEF, 2022. *Child Marriage in West and Central Africa: A Statistical Overview and Reflections on Ending the Practice*, UNICEF, New York.

UNION AFRICAINE, 2003. *Protocole à la Charte africaine des droits de l'homme et des peuples relatif aux droits des femmes en Afrique (Protocole de Maputo)*, Union Africaine, Maputo.

ZOU Guangyong, 2004, « A Modified Poisson Regression Approach to Prospective Studies with Binary Data », *American Journal of Epidemiology*, vol. 159, n° 7, pp. 702-706.