

**Faculté des sciences économiques,
sociales, politiques et de communication
École des sciences politiques et sociales (PSAD)**

Violence conjugale et besoins non satisfaits en planification familiale

Analyse quantitative à partir des données de PMA RDC

Auteur : Didier Ndombe Mbombo

Promoteur(s) : Ester Lucia Rizzi

Lecteur(s) : Bruno Schoumaker

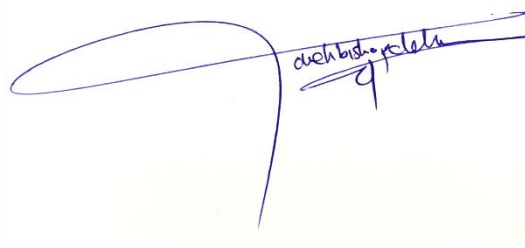
Année académique 2023-2024

Master en Sciences de la population et du développement, finalité
spécialisée en démographie

Déclaration de déontologie

« Je déclare sur l'honneur que ce mémoire a été écrit de ma plume, sans avoir sollicité d'aide extérieure illicite, qu'il n'est pas la reprise d'un travail présenté dans une autre institution pour évaluation, et qu'il n'a jamais été publié, en tout ou en partie. Toutes les informations (idées, phrases, graphes, cartes, tableaux...) empruntées ou faisant référence à des sources primaires ou secondaires sont référencées adéquatement selon la méthode universitaire en vigueur. Je déclare avoir pris connaissance et adhérer au Code de déontologie pour les étudiant(e)s en matière d'emprunts, de citations et d'exploitation de sources diverses et savoir que le plagiat constitue une faute grave. »

Signature :



Remerciements

Je désire sincèrement remercier Ester Lucia Rizzi, promotrice de ce mémoire, pour son soutien à chaque étape de la rédaction. Ses conseils, son écoute et les nombreuses heures passées à répondre à mes questions et à mes préoccupations ont été inestimables.

Je tiens également à remercier Bruno Schoumaker, lecteur de ce mémoire, ainsi que Philippe Bocquier, Bruno Masquelier et tout le corps enseignant de l'École des sciences politiques et sociales, particulièrement celui du master en démographie, pour m'avoir encadré et inculqué davantage le sens de la rigueur scientifique.

Je remercie chaleureusement Manu Ferdinand Manun'Ebo, qui m'a toujours encouragé dans la poursuite de mes études. Toutes ses bénédictions sont indélébiles.

Et un grand merci à tous ceux qui, de près ou de loin, ont apporté leur soutien à mon mémoire.

À Candy Ndombé Ungenda,

À mes chers enfants Maëlys Maria, Dylan Yoanne et Léna Maïssane

Table des matières

Déclaration de déontologie	i
Remerciements	ii
Liste des tableaux	vi
Liste des figures	vii
INTRODUCTION	1
Définitions des concepts	3
CHAPITRE 1 : CADRE CONTEXTUEL	4
1.1. Position de la femme (dynamique de genre)	4
1.2. Violence à l'égard de la femme en RDC	5
1.3. Contexte de la fécondité, de la contraception et des besoins en planification familiale en RDC	7
CHAPITRE 2 : REVUE DE LITTÉRATURE ET HYPOTHÈSES DE RECHERCHE	13
2.1. Revue de littérature	13
2.1.1. Besoins non satisfaits	13
2.1.2. Violence conjugale	19
2.2. Question de recherche & hypothèses	26
2.3. Schéma causal empirique	27
CHAPITRE 3 : DONNÉES ET MÉTHODES	29
3.1. Sources de données et design de l'étude	29
3.2. Identification de l'échantillon de l'étude	31
3.3. Description des variables	32
3.3.1. Variable dépendante	32
3.3.2. Variable indépendante principale	33
3.3.3. Variable d'interaction	34
3.3.4. Variables de contrôle	35
3.3.5. Récapitulatif des variables	38
3.4. Méthodes d'analyse de données	38
3.4.1. Revue de littérature méthodologique	38
3.4.2. Modèle de régression linéaire	41
3.4.3. Choix méthodologiques	42
CHAPITRE 4 : RÉSULTATS	45
4.1. Analyses univariées	45
4.1.1. Caractéristiques de l'échantillon	45
4.1.2. Prévalence de la violence conjugale, de la coercition reproductive et des besoins non satisfaits en planification familiale chez les femmes en union	47

4.2. Analyses bivariées : modèles bruts	49
4.2.1. Proportion des femmes ayant des besoins non satisfaits en planification familiale selon les catégories des variables retenues	51
4.2.2. Effets bruts	53
4.3. Modèles multivariés.....	55
4.3.1. Modèles de probabilité linéaire ajustés de l'association entre la violence globale (sexuelle et/ou physique et/ou émotionnelle) et les besoins non satisfaits en planification familiale.....	55
4.3.2. Modèles de probabilité linéaire ajustés de l'association entre la violence sexuelle et les besoins non satisfaits en planification familiale	60
4.3.3. Modèles de probabilité linéaire ajustés de l'association entre la violence physique et les besoins non satisfaits en planification familiale	64
4.3.4. Modèles de probabilité linéaire ajustés de l'association entre la violence émotionnelle et les besoins non satisfaits en planification familiale	67
4.3.5. Modèles de probabilité linéaire ajustés de l'association entre la violence sexuelle, physique et émotionnelle, et les besoins non satisfaits en planification familiale	69
4.4. Résumé des différents modèles	73
CONCLUSION ET DISCUSSION	74
La violence conjugale et les besoins non satisfaits en planification familiale.....	75
Effet de la coercition reproductive sur la relation entre la violence conjugale et les besoins non satisfaits en planification familiale	78
BIBLIOGRAPHIE	84
ANNEXES	90
Annexe 1 Récapitulatif de la qualité des données issues de la base de données PMA	90
Annexe 2 Prévalence de la violence conjugale et de la coercition reproductive par province	92
Annexe 3 Prévalence de la violence conjugale selon les caractéristiques sociodémographiques des répondants.....	93
Annexe 4 Prévalence de la coercition reproductive selon la présence/absence de la violence conjugale	94

Liste des tableaux

Tableau 1 Tableau récapitulatif du niveau de fécondité en RDC de 1995 à 2018.....	10
Tableau 2 Caractéristiques sociodémographiques des femmes en union âgées de 15 – 49 ans résidentes dans la province de Kinshasa et de Kongo Central	46
Tableau 3 Prévalence de la violence conjugale, de la coercition reproductive et des besoins non satisfaits en planification familiale chez les femmes en union au cours des 12 derniers mois qui ont précédé l'enquête.....	48
Tableau 4 Analyses bivariées : Association entre les différentes composantes de la VPI, la coercition reproductive et les besoins non satisfaits en planification familiale	49
Tableau 5 Analyses bivariées : Association entre les différents facteurs sociodémographiques des participants et les besoins non satisfaits en planification familiale	50
Tableau 6 Modèles de probabilité linéaire ajustés de l'association entre la violence conjugale (sexuelle et/ou physique et/ou émotionnelle) et les besoins non satisfaits en planification familiale	59
Tableau 7 Modèles de probabilité linéaire ajustés de l'association entre la violence sexuelle et les besoins non satisfaits en planification familiale	63
Tableau 8 Modèles de probabilité linéaire ajustés de l'association entre la violence physique et les besoins non satisfaits en planification familiale	66
Tableau 9 Modèles de probabilité linéaire ajustés de l'association entre la violence émotionnelle et les besoins non satisfaits en planification familiale	68
Tableau 10 Modèles de probabilité linéaire ajustés de l'association entre la violence sexuelle, la violence physique, la violence émotionnelle, et les besoins non satisfaits en planification familiale	72
Tableau 11 Résumé des résultats des différents modèles statistiques	73
Tableau 12 Récapitulatif de la qualité des données issues de la base de données PMA	90
Tableau 13 Prévalence de la violence conjugale et de la coercition reproductive chez les femmes en union au cours des 12 derniers mois qui ont précédé l'enquête par province de résidence.....	92
Tableau 14: Prévalence de la violence conjugale au cours des 12 derniers mois qui ont précédé l'enquête selon les caractéristiques sociodémographiques des participants	93
Tableau 15 Prévalence de la coercition reproductive selon la présence/absence de la violence conjugale au cours des 12 derniers mois qui ont précédé l'enquête	94

Liste des figures

Figure 1 Pourcentage de femmes (15-49), non célibataires, qui ont subi, au cours des 12 derniers mois, des actes de violence, commis par leur partenaire intime, RDC en 2007 et en 2014 (EDS 2007 et EDS 2013-2014).....	7
Figure 2 Evolution (en pourcentage) de l'utilisation de la contraception par méthode contraceptive chez les femmes en union en RDC (selon les données des EDS RDC 2007-2014 et des MICS RDC 2001-2010-2018)	9
Figure 3 Tendances du niveau de fécondité (ISF) en RDC de 1995 à 2018 (selon les données des EDS RDC 2007, 2014 et des MICS RDC 1995, 2001, 2010, 2018)	10
Figure 4 Evolution (en pourcentage) de la proportion de femmes en union ayant des besoins non satisfaits en planification familiale en RDC (selon les données des EDS et MICS)	12
Figure 5 Proportion des femmes qui n'utilisent aucune méthode contraceptive ou une méthode traditionnelle dans les PRFM.	12
Figure 6 Schéma causal empirique	27
Figure 7 Modèles ajustés de la relation entre la VPI sexuelle et les besoins non satisfaits en planification familiale après stratification en 2 sous-groupes (avec et sans coercition reproductive)	62
Figure 8 Modèles ajustés de la relation entre la VPI sexuelle, la VPI physique, la VPI émotionnelle, et les besoins non satisfaits en planification familiale après stratification en 2 sous-groupes (avec et sans coercition reproductive)	71

INTRODUCTION

La violence perpétrée par les partenaires intimes (VPI) constitue un grave problème de santé publique, en particulier dans les pays à faible revenu (World Health Organization, 2013). Les conséquences de la violence conjugale sont extrêmement préjudiciables pour la santé des femmes, limitant leur pouvoir décisionnel en matière de santé reproductive et les exposant ainsi à des risques d'infections sexuellement transmissibles (IST) et de grossesses non désirées (McCleary-Sills, 2013). De plus, la violence entre partenaires intimes pendant la période de gestation peut être associée à une faible participation aux visites de soins prénatals, ce qui augmenterait le risque de faible poids du futur bébé ou le risque de mortinaissance (Hindin, 2008; Krug et al., 2002).

Il est essentiel de souligner que la République Démocratique du Congo (RDC) demeure l'un des pays présentant parmi les taux les plus élevés de violence perpétrée par un partenaire intime (VPI) dans le monde, atteignant 44 % en 2014 et 57 % à un moment donné de la vie (EDS RDC, 2014). Parallèlement, la prévalence des besoins non satisfaits (BNS) en planification familiale chez les femmes qui vivent en union demeure relativement élevée, s'élevant à 28,7 % (MICS RDC, 2018).

La violence conjugale réduit l'autonomie reproductive de la victime (Clark et al., 2017 ; Gomez, 2011), laquelle renvoie au pouvoir décisionnel et au contrôle du choix des méthodes contraceptives, de la grossesse et de la maternité (Lévesque & Rousseau, 2016). Par conséquent, les victimes de la violence conjugale éprouvent de grandes difficultés à contrôler leur désir d'avoir des enfants et à décider du moment où elles souhaitent en avoir. Le lien entre la violence conjugale et les besoins non satisfaits de planification familiale a engendré des résultats divergents, avec une association positive dans certains pays et une association négative dans d'autres (Alio et al., 2009; Emenike et al., 2008; Kupoluyi, 2020; McCleary-Sills, 2013; Okenwa et al., 2011; Stephenson et al., 2008). En revanche, certains chercheurs n'ont trouvé aucun lien significatif entre la violence perpétrée par un partenaire intime (VPI) et les besoins non satisfaits ou l'utilisation de la contraception (Adjiwanou & N'Bouke, 2015; Tsai et al., 2016). La littérature suggère également que ce lien peut passer par la coercition reproductive (CR), qui est un mécanisme comportemental pouvant expliquer les associations constantes entre la VPI et les résultats défavorables en matière de santé

reproductive (Miller et al., 2010). Cependant, de nombreuses études, notamment en Afrique subsaharienne (ASS), n'ont pas intégré cette variable dans leurs analyses en raison d'un déficit de données (Wood et al., 2023). Par conséquent, cela implique que les résultats des études antérieures ne sont pas généralisables, principalement en raison des approches méthodologiques, des populations cibles trop spécifiques, des zones géographiques, mais aussi de la définition même du concept de « violence conjugale ».

Ainsi, l'originalité de ce mémoire réside dans le fait que, nous nous sommes préoccupés à caractériser la situation en RDC, l'un des pays où malgré les taux élevés de violence conjugale, très peu d'études ont été consacrées à ces questions (Tiruneh et al., 2018). Cette étude constitue la première analyse réalisée en RDC concernant la relation entre la violence conjugale et les besoins non satisfaits en planification familiale, tout en testant empiriquement l'effet de l'interaction de la coercition reproductive et de la violence conjugale sur ces besoins chez les femmes en union.

À la suite de ce qui précède, la présente étude se penchera sur la question centrale suivante : ***"La violence conjugale est-elle associée aux besoins non satisfaits en planification familiale chez les femmes en union en âge de procréer en RDC ?"***. La démarche adoptée est principalement hypothético-déductive, nous allons poser deux hypothèses que nous chercherons à tester tout au long de ce travail. L'étude testera la première hypothèse selon laquelle les femmes subissant des actes de violence de la part de leurs partenaires intimes seraient plus susceptibles d'avoir des besoins non satisfaits en planification familiale, c'est-à-dire que la violence conjugale a un effet positif sur les besoins non satisfaits en planification familiale (H1). La deuxième hypothèse suggère que la VPI et la coercition reproductive interagissent pour augmenter les risques d'avoir les besoins non satisfaits en planification familiale (H2).

Pour tester ces hypothèses, les données à exploiter sont des données secondaires récentes collectées en 2022, issues de la base de données de Performance Monitoring for Action (PMA). Cette plateforme administre un modèle d'enquête longitudinal avec des enquêtes transversales intégrées, permettant ainsi de mieux mesurer l'évolution des dynamiques liées à l'utilisation des méthodes contraceptives et d'étudier les facteurs de causalité au niveau des ménages, des femmes et des établissements dans huit pays d'Afrique subsaharienne et d'Asie (PMA 2022). De plus, les données provenant de ces enquêtes se révèlent particulièrement adaptées à la question posée et/ou aux objectifs

de l'étude envisagée. L'échantillon étudié sera composé essentiellement des femmes en union, en âge de procréer, c'est-à-dire celles qui étaient âgées de 15 à 49 ans au moment de l'enquête, toutes vivant dans les deux provinces de Kinshasa et de Kongo central en RDC. Les analyses et les traitements des données seront effectués à l'aide du logiciel Stata Corp 18.

Ce mémoire est divisé en quatre chapitres. Le premier chapitre aborde le cadre contextuel ; le deuxième chapitre présente l'état des lieux de la littérature existante ainsi que nos hypothèses de recherche. Dans le troisième chapitre, nous décrirons les données et les méthodes utilisées pour le traitement et l'analyse des données. Quant au quatrième et dernier chapitre, il sera consacré aux principaux résultats de cette recherche. Le présent travail se conclura enfin par une discussion, suivie d'une conclusion.

Définitions des concepts

Nous donnons ici les définitions de quelques concepts clés de l'étude.

Violence entre partenaires intimes (VPI)

« Tout comportement au sein d'une relation intime qui cause un préjudice ou des souffrances physiques, psychologiques ou sexuelles aux personnes impliquées dans cette relation (Krug & Weltgesundheitsorganisation, 2002). Ces comportements incluent :

- Des actes d'agression physique, tels que des gifles, des coups de poing, des coups de pied et des passages à tabac
- La violence psychologique, comme l'intimidation, l'humiliation et le rabaissement constant
- Les rapports sexuels forcés et autres formes de coercition sexuelle
- Divers comportements autoritaires ou tyranniques, comme isoler une personne de sa famille et de ses amis, surveiller ses faits et gestes, et limiter son accès à toute aide ou information ».

Coercition reproductive (CR) :

La coercition reproductive désigne l'ensemble des comportements qui entravent l'utilisation de la contraception et la planification des naissances, diminuant ainsi l'autonomie des femmes dans leurs décisions reproductives (Lévesque & Rousseau, 2021). Cela peut prendre plusieurs formes, notamment : le sabotage contraceptif, les pressions liées à la grossesse, la coercition pendant la grossesse, le contrôle contraceptif et l'interférence contraceptive (Lévesque & Rousseau, 2021).

CHAPITRE 1 : CADRE CONTEXTUEL

La RDC, le plus vaste pays d'ASS, jouit de ressources naturelles exceptionnelles, bien que la plupart de sa population n'en ait pas bénéficié (Banque Mondiale, consultée le 3 mars 2024). En 2022, environ 6 congolais sur 10 vivaient avec moins de 2,15 dollars américains par jour, ce qui place le pays parmi les cinq pays les plus pauvres du monde (Banque Mondiale, consultée le 3 mars 2024).

La population congolaise a augmenté rapidement. La RDC comptait environ 30,7 millions en 1984, date de l'unique recensement scientifique de la population réalisé au pays (EDS RDC, 2014). Cependant, les chiffres les plus récents provenant des projections à partir des données du recensement de 1984 estiment à plus de 90 millions d'habitants et un taux de croissance démographique estimé à 3,2 % en 2019 (ANNUAIRE STATISTIQUE RDC 2020). Ainsi, la population congolaise est en majorité jeune. En effet, au moins 6 personnes sur 10 étaient âgées de moins de 20 ans en 2014 dont 52 % parmi elles étaient âgées de moins de 15 ans (EDS RDC 2014).

1.1. Position de la femme (dynamique de genre)

La position sociale de la femme demeure préoccupante, cela se justifierait entre autres, de pesanteurs socioculturelles qui demeurent fortement ancrées dans les mentalités et qui relèguent la femme au second plan (EDS RDC 2014). La femme congolaise fait face à d'importants défis en termes d'opportunités économiques et d'autonomisation, notamment des taux élevés de violence basée sur le genre (VBG) et de discrimination (Banque Mondiale, consultée le 3 mars 2024). Comparativement aux hommes, les femmes congolaises sont moins scolarisées et moins rémunérées (Lince-Deroche et al., 2019), seulement 16,8 % d'entre elles ont réussi à terminer avec succès le cycle d'études secondaires, un taux qui ne représente que la moitié du taux de réussite des études en RDC (Banque Mondiale, consultée le 3 mars 2024). Par conséquent, cette situation favoriserait les mariages précoces et une fécondité élevée. En effet, les femmes et les filles qui achèvent le cycle secondaire ont une fécondité deux fois moindre que celles qui n'achèvent pas leurs études secondaires, soit 2,9 enfants contre 7,4 (EDS RDC 2014).

Selon les chiffres les plus récents de la Banque mondiale, le taux d'activité des femmes en RDC est légèrement supérieur à 6 femmes sur 10 qui exercent une activité,

principalement dans le secteur agricole (Banque Mondiale, consultée le 3 mars 2024). Malgré cela, elles possèdent moins d'actifs que les hommes et gagnent beaucoup moins qu'eux (Banque Mondiale, consultée le 3 mars 2024 ; Lince-Deroche et al., 2019).

1.2. Violence à l'égard de la femme en RDC

Les violences sexuelles, qu'elles soient causées par l'insécurité ou commises au sein des ménages, sont une pratique répandue dans toutes les régions du pays, en ciblant les femmes quel que soit leur rang social (EDS RDC 2014).

Les attitudes patriarcales qui minimisent le rôle des femmes congolaises sont liées à la discrimination et à la violence envers celles-ci, notamment à travers l'exploitation sexuelle, la traite des êtres humains, les mutilations génitales féminines et la violence conjugale (Davis 2014 cité par Tiruneh et al., 2018). Les femmes sont souvent habituées à tolérer, voire à accepter la violence conjugale dès leur plus jeune âge (EDS RDC 2014). Cette attitude d'acceptation de la violence conjugale par la femme est associée à un risque accru de violence physique, sexuelle ou émotionnelle (Tiruneh et al., 2018; Tlapek, 2015).

En RDC, 61,5 % de femmes contre 47,9 % des hommes acceptent ou pensent qu'il est justifié qu'un mari batte sa femme dans certaines situations, notamment si elle sort sans prévenir son conjoint, si elle se dispute avec son conjoint, si elle néglige les enfants, si elle refuse d'avoir des rapports sexuels avec son conjoint et si elle brûle la nourriture (MICS RDC 2018). D'ailleurs, chez les femmes, cette proportion atteint jusqu'à 80 % dans d'autres régions du pays, à l'instar des provinces de Sud Ubangi, de Bas Uele, de Haut Lomami, de Lomami, du Sankuru et du Kasai Central.

Deux mesures peuvent être utilisées pour estimer la prévalence de la violence par un partenaire intime : elle peut être évaluée au cours de la vie, c'est-à-dire à n'importe quel moment de la vie, ou bien au cours des 12 derniers mois. À l'échelle mondiale, les récentes estimations de l'OMS estiment à plus d'un quart [27% (IC95 % : 23-31 %)] des femmes qui ont déjà été mariées ou en union (15-49 ans) qui ont subi au moins une fois au cours de leur vie de violence de la part de leur conjoint ou partenaire intime en 2018, il s'agit de violence physique ou sexuelle perpétrée par un partenaire intime, au cours de leur vie à partir de l'âge de 15 ans (OMS, 2021). Globalement la prévalence

mondiale de cette violence au cours des 12 derniers mois est estimée à 13 % (IC95 % : 10-16 %).

Par ailleurs, la prévalence de la violence physique ou sexuelle a de disparités selon les régions ou les pays. En ASS, 30 % de femmes âgées de 15 à 49 ans ont été victimes de violence sexuelle ou physique de la part de leur partenaire au cours de 12 derniers mois. Les chiffres publiés dans les rapports des EDS RDC de 2007 et de 2014 suggèrent que la RDC est l'un des pays au monde avec des taux plus élevés de violence entre partenaires intimes. Environ 4 femmes en union sur 10 (43,9 %) ont été victimes de n'importe quel acte de violence émotionnelle et/ou physique et/ou sexuelle de la part de leur partenaire intime entre de 2013-2014 (12 mois), et 57,4 % les ont été à un moment quelconque de leur vie dès l'âge de 15 ans.

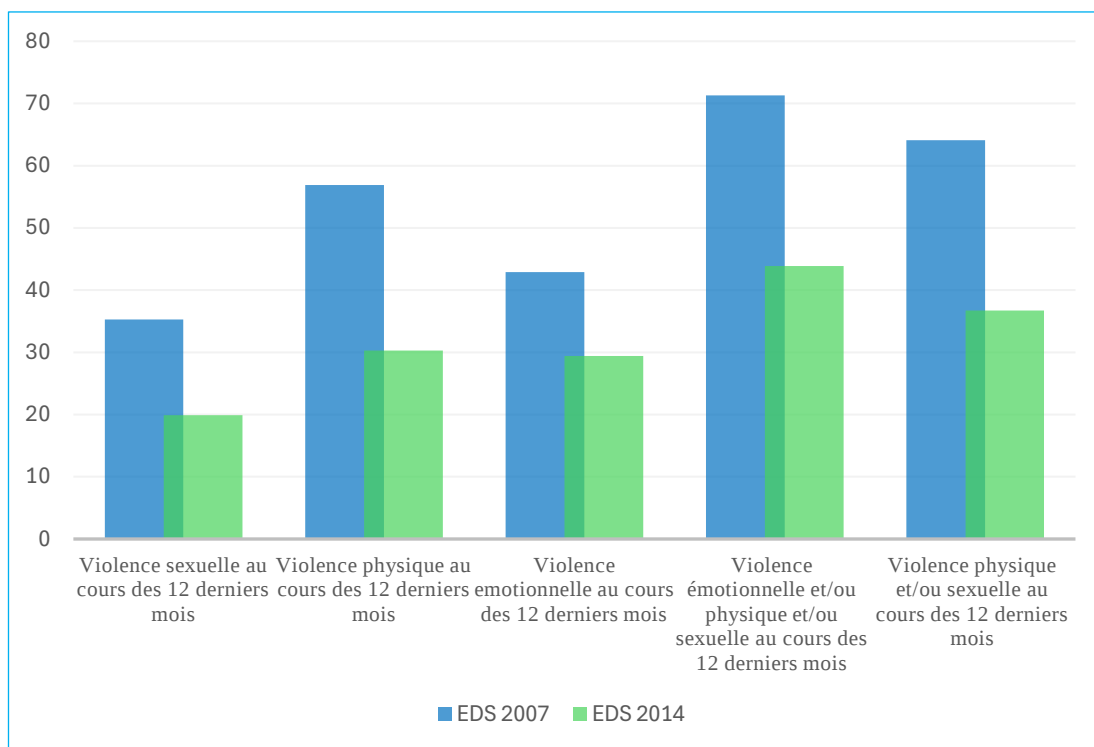
De plus, comparé à la situation observée en 2007, la proportion des femmes non célibataires (15-49 ans) qui ont subi à un moment quelconque de la vie des actes de violence physique ou sexuelle de la part de leur partenaire intime a été réduite. La prévalence de la VPI sexuelle ou physique au cours de la vie est passée de 64,1 % en 2007 à 50,7 % en 2014 et de 59,3 % (2007) à 36,7 % pour celles qui l'ont subie au cours des 12 derniers mois (voir **Figure 1**). Malgré cela, ces chiffres placent la RDC parmi les pays les plus affectés au monde en ce qui concerne la prévalence de la violence sexuelle/physique au cours de la vie selon STATCompiler, derrière la Papouasie-Nouvelle-Guinée (57,1 % en 2018), le Bangladesh (53,3 % en 2007), la Sierra Leone (51,7 % en 2019) et l'Afghanistan (50,8 % en 2015). Au niveau de la région d'ASS, la RDC occupe pratiquement la deuxième position derrière la Sierra Leone et derrière elle, on retrouve ses voisins, le Burundi (46,7 % en 2016-2017), l'Ouganda (46,6 % en 2016) mais aussi le Rwanda (40,3 % en 2019-2020).

En ce qui concerne les profils socio-démographiques de victimes, on trouve que ce sont les plus jeunes femmes (20-29 ans), celles qui sont en rupture d'union et celles qui ont un faible niveau d'instruction qui sont les plus fréquemment touchés par des actes de violence, qu'elle soit physique, sexuelle ou émotionnelle. (EDS RDC 2014).

Parmi les facteurs de risque qui prédisent la violence conjugale en RDC, les recherches antérieures ont identifiés, l'union polygame ou la polygynie, la consommation d'alcool par le partenaire ou le conjoint, l'expérience antérieure de la violence ou précisément

le fait d'avoir une mère qui avait subi des violences (Tiruneh et al., 2018; Tlapek, 2015). Tandis que l'autonomie décisionnelle de la femme a été citée comme un facteur protecteur (Tiruneh et al., 2018).

Figure 1 Pourcentage de femmes (15-49), non célibataires, qui ont subi, au cours des 12 derniers mois, des actes de violence, commis par leur partenaire intime, RDC en 2007 et en 2014 (EDS 2007 et EDS 2013-2014)



Source : notre élaboration des données

1.3. Contexte de la fécondité, de la contraception et des besoins en planification familiale en RDC

Selon le rapport de la deuxième enquête démographique et de santé (EDS II), la population congolaise souffre depuis de nombreuses années de niveaux élevés de besoins non satisfaits en matière de planification familiale, ainsi que de taux élevés de fécondité et de mortalité infantile et maternelle (EDS RDC 2014). À ce jour, le pays n'a pas pu instaurer un environnement favorable à une transition de la fécondité, en raison notamment de l'instabilité politique persistante, de la violence, de l'insécurité et de l'exploitation externe qui rongent le pays (EDS RDC 2014).

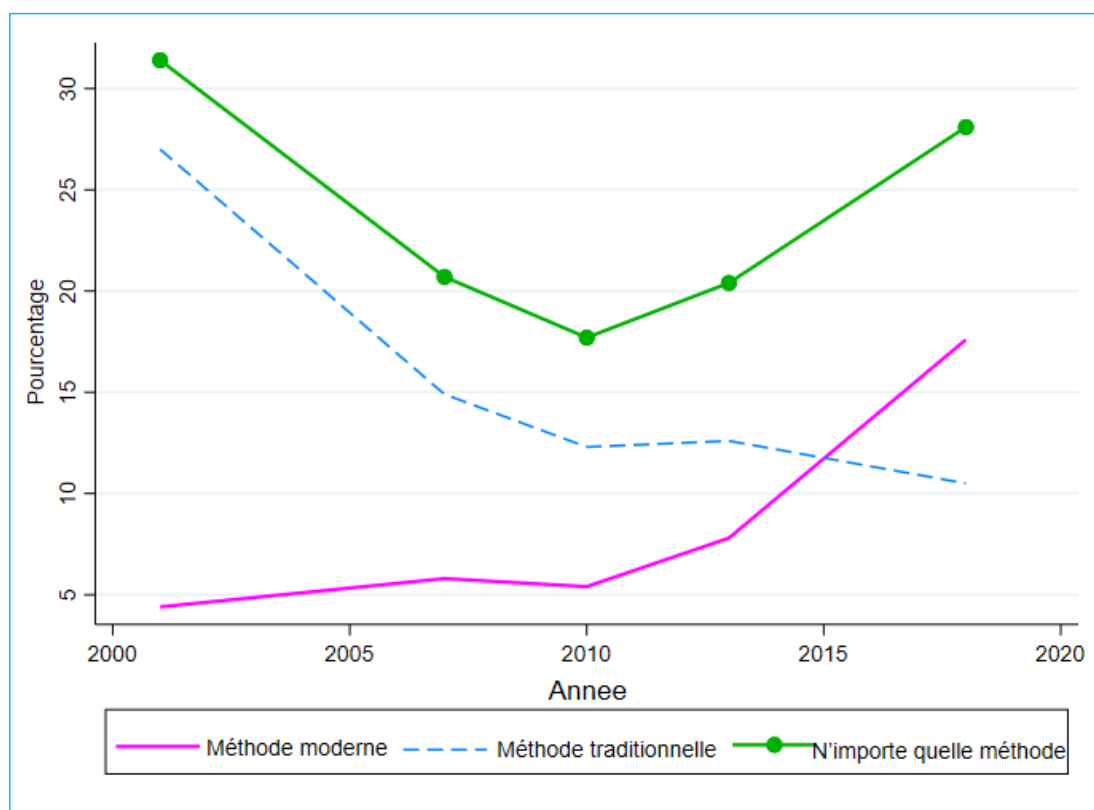
Pourtant, quelques programmes ont été mis en place dans le cadre de la planification familiale, notamment le Projet des Services des Naissances Souhaitables en 1980, qui a été interrompu dix ans plus tard en raison de l'instabilité politique et économique. Au

cours des années suivantes, quelques autres programmes gouvernementaux ont été mis en œuvre, bénéficiant d'un faible soutien de l'État et de ses partenaires internationaux (FNUAP, USAID, DFID) entre 1991 et 2006 (Kwete et al., 2018). Il y a dix ans, en 2013, la RDC s'est engagée dans le programme international des nations unies appelé « Planification familiale 2020 », dans le but d'augmenter la prévalence contraceptive ou de multiplier le nombre d'utilisateurs de contraceptifs dans 69 des pays les plus pauvres (Mosuse & Gadeyne, 2022). Malgré cela, selon le Plan stratégique national multisectoriel pour la planification familiale de 2014, seulement 46 % des zones de santé du pays disposent de services de planification familiale. Parallèlement, l'avortement est interdit par l'État congolais, ce qui crée un environnement dangereux pour les femmes souhaitant interrompre leur grossesse et augmente l'incidence des avortements clandestins (Lince-Deroche et al., 2019).

Prévalence contraceptive

Le taux de prévalence de la contraception moderne chez les femmes en union est resté relativement stable au cours des années 2001, 2007 et 2010, oscillant entre 4,4 % et 5,4 %, avec une légère augmentation en 2007 (5,8 %). Cependant, une tendance à la hausse a été observée au cours de la dernière décennie, où la prévalence contraceptive chez les femmes en union a atteint 17,6 %. Parallèlement, l'utilisation des méthodes contraceptives traditionnelles montre une tendance à la baisse. Cette diminution a été plus marquée entre 2001 et 2010, avec une réduction de près de la moitié du niveau observé en 2001, passant de 27 % à 12,3 % (cf. **Figure 2**). De plus, la tendance globale de la prévalence contraceptive, toutes méthodes confondues, montre une reprise du niveau observé en 2001 après le creux enregistré en 2010. Ces tendances suggèrent que l'abandon des méthodes contraceptives traditionnelles profite à l'utilisation des méthodes modernes, bien que le niveau d'utilisation des contraceptifs modernes reste encore très bas par rapport à d'autres pays de l'ASS, tels que le Rwanda (58,4 % en 2019-2020), la Zambie (47,5 % en 2018), le Kenya (56,9 % en 2022) et l'Ouganda (34,8 % en 2016) (STATcompiler accédé le 15 mars 2024). Par ailleurs, les résultats de l'enquête MICS 2018 indiquent qu'en RDC, l'utilisation de la contraception moderne en milieu rural est deux fois moins élevée que celle observée en milieu urbain.

Figure 2 Evolution (en pourcentage) de l'utilisation de la contraception par méthode contraceptive chez les femmes en union en RDC (selon les données des EDS RDC 2007-2014 et des MICS RDC 2001-2010-2018)



Source : notre élaboration des données

Fécondité

Selon les résultats de l'EDS RDC 2014, un écart significatif est observé entre le nombre d'enfants souhaité et le nombre d'enfants effectifs. Lors de cette enquête, les femmes en union ont exprimé un désir moyen de 5,7 enfants, avec une moyenne de 4,6 enfants en milieu urbain et de 6,5 enfants en milieu rural. Cependant, l'Indice Synthétique de Fécondité (ISF) calculé lors de cette enquête était de 6,6 (5,4 en milieu urbain et 7,3 en milieu rural), indiquant ainsi que les femmes ont en moyenne plus d'enfants que ceux qu'elles désiraient. Cette tendance similaire avait déjà été observée sept ans auparavant lors de l'EDS RDC 2007, où l'ISF était estimé à 6,3 enfants (5,4 en zone urbaine et 7 en zone rurale), malgré un désir moyen de 5,6 enfants. En 2018, l'enquête MICS PALU a rapporté un ISF de 6,2 enfants par femme, avec 4,9 enfants en milieu urbain et 7,4 en milieu rural. Ces données mettent en évidence le maintien d'un niveau élevé de fécondité en RDC par rapport à ses pays voisins, tels que l'Ouganda (5,4) en 2016, la Zambie (4,7) en 2018 et le Rwanda (4,1) en 2019/2020 (STATcompiler accédé le 15 mars 2024). De plus, ce niveau reste le double de celui

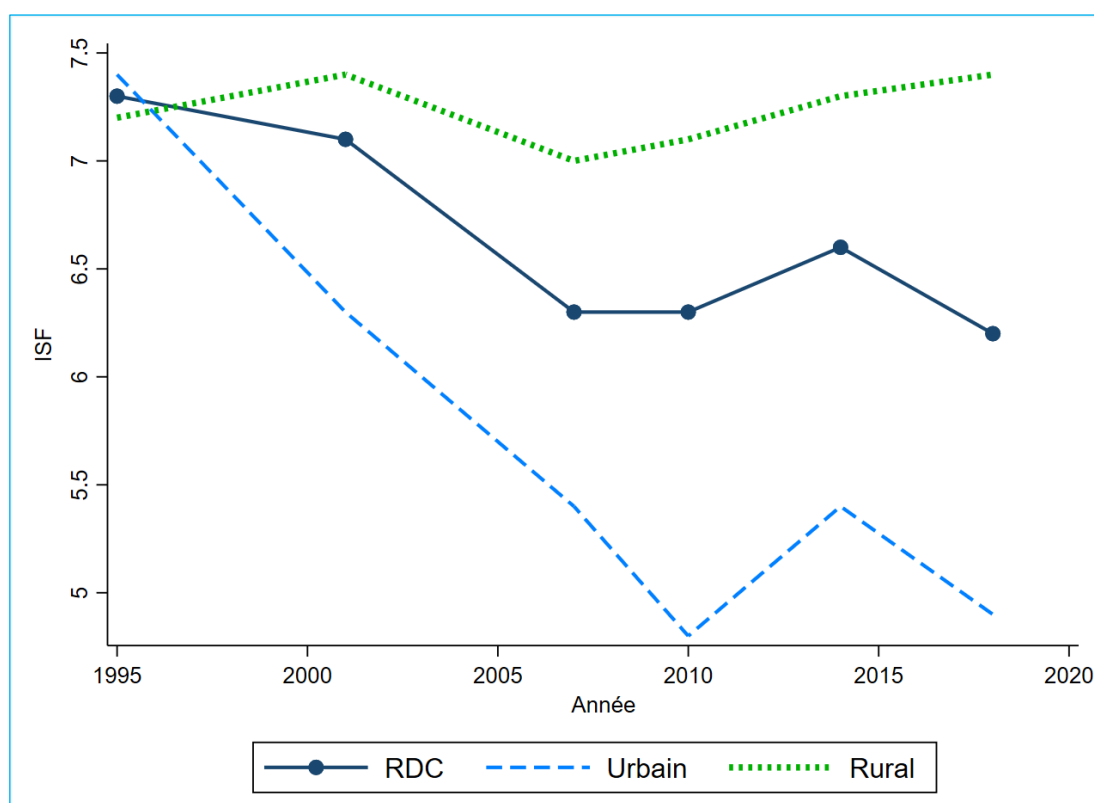
observé en Afrique du Sud, soit 2,6 en 2016. Cette fécondité élevée pourrait être attribuée à la faible prévalence contraceptive, comme illustré dans la **Figure 2**. Le Tableau 1 ci-dessous résume le niveau de fécondité en RDC de 1995 à 2018, en se basant sur les données des enquêtes nationales menées dans le pays.

Tableau 1 Tableau récapitulatif du niveau de fécondité en RDC de 1995 à 2018

Année	ISF	Urbain	Rural	Source
1995	7,3	7,4	7,2	MICS
2001	7,1	6,3	7,4	MICS
2007	6,3	5,4	7	EDS
2010	6,3	4,8	7,1	MICS
2014	6,6	5,4	7,3	EDS
2018	6,2	4,9	7,4	MICS

La **Figure 3** ci-dessous présente l'évolution de la tendance du niveau de fécondité de la RDC à l'échelle nationale et par milieu de résidence.

Figure 3 Tendance du niveau de fécondité (ISF) en RDC de 1995 à 2018 (selon les données des EDS RDC 2007, 2014 et des MICS RDC 1995, 2001, 2010, 2018)



Source : notre élaboration des données

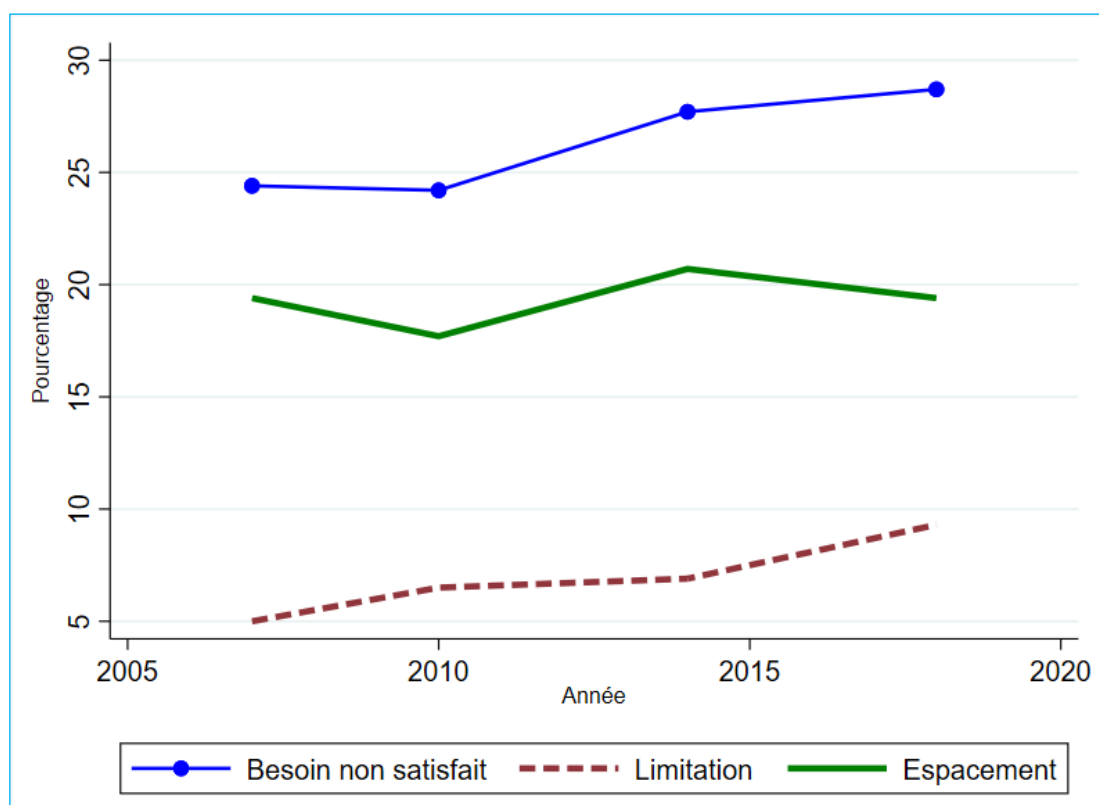
Besoin en planification

En ce qui concerne les besoins en planification familiale, nous présentons ci-dessous l'évolution de la proportion des femmes en union ayant des besoins non satisfaits en planification familiale en RDC. Ce graphique a été élaboré à partir des données des enquêtes EDS et MICS menées en RDC entre 2007 et 2018. La tendance observée sur le graphique révèle que la proportion des femmes en union dont les besoins de planification familiale ne sont pas satisfaits reste élevée en RDC. Malgré les programmes mis en place dans le pays, cette proportion semble augmenter, bien que de manière modérée. En 2007 (EDS I), la proportion des femmes mariées ou en union dont les besoins de planification familiale n'étaient pas satisfaits était de 24,4 %, puis elle est passée à 24,2 % en 2010 (MICS). Cependant, après 2010, cette proportion a de nouveau augmenté pour atteindre 27,7 % en 2014 (EDS II), puis finalement 28,7 % en 2018 selon l'enquête MICS PALU 2018.

En comparant ces estimations, notamment celle de 2018 (28,7 %), à la moyenne des pays à faible revenu ou intermédiaire (PRFM), on constate que la moyenne de la RDC est nettement supérieure à l'estimation moyenne des femmes en union ayant des besoins non satisfaits au niveau des PRFM, estimée à 24 % (cf. **Figure 4**). De plus, cette situation expose ces femmes au risque accru de grossesses non désirées, comme l'a souligné Sully et al. (2020). En effet, la majorité, soit 77 % des 111 millions de grossesses non planifiées dans les PRFM, provient de seulement 24 % des femmes en union ayant des besoins non satisfaits, celles qui souhaitent éviter une grossesse mais n'utilisent aucun moyen contraceptif (cf. **Figure 5**).

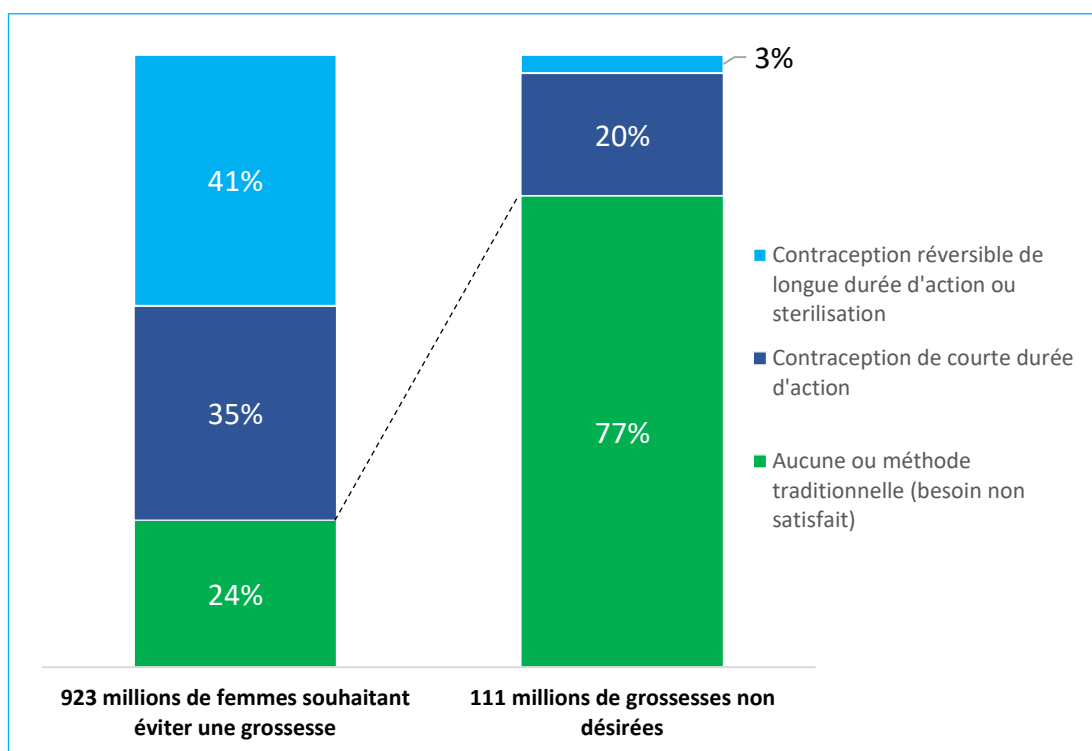
En comparant la RDC à ses voisins, on peut observer, à partir des chiffres de STATCompiler, que la prévalence des besoins non satisfaits en planification familiale chez les femmes en union en RDC est de loin supérieure à celle du Rwanda (13,6 % en 2020), bien qu'elle soit inférieure à celle de l'Angola (38 % en 2015-2016). Des niveaux similaires sont observés au Burundi (29,7 % en 2016-2017) et en Ouganda (28,4 % en 2016). On peut donc conclure, à la lumière des indicateurs présentés précédemment, qu'il existe un besoin significatif de contraception non satisfait en RDC. On peut donc conclure, à la lumière des indicateurs présentés précédemment, qu'il existe un besoin significatif de contraception non satisfait en RDC.

Figure 4 Evolution (en pourcentage) de la proportion de femmes en union ayant des besoins non satisfaits en planification familiale en RDC (selon les données des EDS et MICS)



Source : notre élaboration des données

Figure 5 Proportion des femmes qui n'utilisent aucune méthode contraceptive ou une méthode traditionnelle dans les PRFM (Sully et al., 2020).



Source : notre élaboration des données

CHAPITRE 2 : REVUE DE LITTÉRATURE ET HYPOTHÈSES DE RECHERCHE

Ce deuxième chapitre établit un état des lieux des connaissances actuelles sur la violence conjugale, les besoins non satisfaits en planification familiale, ainsi que la relation entre la violence conjugale et les résultats en matière de santé reproductive. Cette recension de la littérature permettra ensuite de préciser les questionnements du présent travail et nos hypothèses de recherche.

2.1. Revue de littérature

2.1.1. Besoins non satisfaits

Les besoins non satisfaits en matière de planification familiale (BNS) sont définis comme l'absence d'utilisation de toute méthode de contraception chez les femmes en âge de procréer et sexuellement actives qui déclarent ne pas vouloir d'autres enfants ou vouloir retarder le prochain enfant de deux ans ou plus (OMS, 2021). Les femmes enceintes sont également considérées comme ayant des besoins non satisfaits en planification familiale si cette grossesse n'a pas été planifiée ou si elles souhaitent mettre un terme à leurs grossesses, soit ne veulent plus d'enfants. Les femmes mariées ou célibataires sexuellement actives ont un besoin non satisfait de limitation si elles sont enceintes alors qu'elles ne voulaient pas du tout de cette dernière grossesse, si elles sont en post-partum et ne voulaient pas du tout de leur dernier accouchement, ou si elles sont fécondes et ne veulent pas d'autres enfants. Par ailleurs, elles peuvent également avoir un besoin non satisfait d'espacement si elles sont enceintes mais désiraient retarder cette grossesse ou elles sont en période post-partum mais souhaitaient leur dernier accouchement plus tardif ou si elles sont fécondes et envisagent leur prochain enfant dans au moins 2 ans, ou si elles sont indécises quant à leur calendrier de naissance (Yalew et al., 2020). Les besoins non satisfaits constituent une grande barrière aux droits de la femme en matière de santé reproductive (Yaya & Ghose, 2018 ; McCleary-Sills, 2013).

Les besoins non satisfaits révèlent l'absence de services de planification familiale accessibles ou de connaissances disponibles pour les femmes ayant besoin de contraceptifs (Mills, 2010). Cependant, l'étude menée par Mosha et al. (2013) en Tanzanie met en évidence que même si les méthodes de planification familiale sont

immédiatement disponibles et que le niveau de connaissance sur la contraception est élevé, son utilisation demeure faible. Les personnes désirant recourir aux services de planification familiale se heurtent également à divers obstacles liés à la contraception, tels que la crainte des effets secondaires, le problème de santé, le coût élevé, le manque d'informations sur les méthodes, les distances importantes, l'acceptabilité sociale ainsi que les contraintes culturelles (Campbell et al., 2006; Cleland et al., 2014).

Le concept des besoins non satisfaits en planification familiale revêt une importance capitale dans les politiques de santé reproductive, car ils engendrent des conséquences sérieuses pour les femmes, les enfants, les familles et la société dans son ensemble (Pal et al., 2018). Outre le risque d'une fécondité élevée et d'autres défis sociaux et économiques, Sully et al. (2020) soulignent que ces conséquences incluent notamment les grossesses non désirées, qui peuvent à leur tour conduire à des avortements, des accouchements prématurés, la mortinatalité ou le décès fœtal, ainsi que l'insuffisance pondérale à la naissance et la mortalité néonatale.

À l'échelle mondiale, les besoins non satisfaits en contraception ont connu une diminution au cours des dernières décennies (Alkema et al., 2013), mais 257 millions de femmes en âge de procréer continuent de rencontrer un besoin non satisfait en matière de contraception moderne (Vereinte Nationen, 2022), dont la plus grande proportion, soit les trois quarts résident dans des pays à revenu faible et intermédiaire (Sully et al., 2020). De plus, ce sont les adolescents, qui ont d'importants besoins non satisfaits en matière de soins de santé sexuelle et reproductive (Mruts et al., 2023). En ASS, où les pays ont des taux d'utilisation contraceptive faibles (Bongaarts & Bruce, 1995), la prévalence des besoins non satisfaits en planification familiale est estimée à 23,7 %, soit 15,81 % pour les femmes qui souhaitent espacer les naissances et 7,9 % pour celles qui désirent limiter les naissances (Teshale, 2022).

Les études sur les besoins non satisfaits en planification familiale s'appuient sur la théorie socio-écologique de Bronfenbrenner (*ecological systems theory*). Cette théorie considère que l'utilisation de la contraception par les femmes dépend non seulement de leurs caractéristiques individuelles, mais aussi des facteurs au niveau du ménage et de la communauté (Bronfenbrenner, 1977; Mutumba et al., 2018).

La récente analyse multi-pays menée par Teshale (2022) en Afrique subsaharienne a identifié divers facteurs individuels susceptibles d'influencer les besoins non satisfaits en planification familiale, notamment l'âge des femmes, leur niveau d'éducation, la durée de la cohabitation, la parité, le pouvoir de décision en matière de soins de santé et la connaissance des méthodes contraceptives modernes. En revanche, le lieu de résidence, le taux d'alphabétisation des femmes au niveau communautaire et la région ont été identifiés comme des facteurs communautaires influents. Deux ans plus tôt, au Malawi, Nkoka et al. (2020) ont également souligné l'importance du statut d'emploi de la femme, de l'exposition aux médias, de la religion et de la proportion de ménages aisés au niveau communautaire. De même, Worku et al. (2019) en Ethiopie ont mis en évidence que le statut professionnel, les discussions avec le mari et le soutien de celui-ci étaient significativement associés aux besoins non satisfaits en planification familiale.

Violence entre partenaire intime

Plusieurs études ont identifié que la VPI constitue un facteur non négligeable ayant un effet sur les besoins non satisfaits en planification familiale, tout en suggérant que la VPI peut avoir des effets positifs ou négatifs sur ces besoins. Ces études ont montré que les victimes de la VPI étaient plus susceptibles d'utiliser la contraception (Dadras et al., 2022 ; Hoo & Lai, 2023). D'autres ont mentionné que le fait d'être victime de VPI réduit l'autonomie décisionnelle de la femme, l'empêchant ainsi d'utiliser la contraception, ce qui augmente le risque des besoins non satisfaits en planification familiale (Gomez, 2011; Laanpere et al., 2013).

Parité ou nombre d'enfants

Un des facteurs déterminants des besoins non satisfaits est la parité, c'est-à-dire le nombre d'enfants qu'une femme a eu au cours de sa vie. Des études telles que celle de Wulifan et al. (2016) ont montré une corrélation positive entre le nombre d'enfants et les besoins non satisfaits en planification familiale dans certains pays, y compris la RDC (Mosuse & Gadeyne, 2022), indiquant que plus le nombre d'enfants est élevé, plus les besoins non satisfaits augmentent. Cela suggère que de nombreuses femmes souhaitent limiter leurs naissances, mais qu'elles rencontrent des obstacles socioculturels qui les empêchent de le faire et qu'elles ne peuvent pas négocier leurs décisions avec leurs partenaires qui s'opposent à l'utilisation de la contraception

(Wulifan et al., 2016), alors que les discussions au sein de couple concernant la planification familiale diminuent les besoins non satisfaits (Wablembo et al., 2011). Cependant, d'autres études, comme celles de Imasiku et al. (2014) en Zambie et de Asif & Pervaiz (2019) au Pakistan, ont identifié une corrélation négative entre les besoins non satisfaits et le nombre d'enfants.

Par ailleurs, l'étude effectuée au Burundi par Nzokirishaka & Itua (2018) a montré que les femmes dont le mari désirait plus d'enfants qu'elles et celles qui ignoraient le désir d'enfants de leur mari avaient un risque élevé des besoins non satisfaits que celles qui désiraient le même nombre d'enfants que leur conjoint. Sultan et al. (2010) en Egypte ont également observé que, la préférence du sexe de l'enfant a été associée au besoin non satisfaits car ils ont trouvé une probabilité très élevée de besoins non satisfaits chez les femmes qui avaient un nombre élevé d'enfants, en particulier de sexe féminin.

L'âge de la femme

L'âge de la femme est un des facteurs explicatifs des besoins non satisfaits au niveau individuel. Des recherches ont trouvé une relation négative entre l'âge de la femme et les besoins non satisfaits en planification familiale. Les femmes plus âgées étaient moins susceptibles d'avoir les besoins non satisfaits que les plus jeunes ; ce qui signifie qu'à mesure que les femmes vieillissent, les besoins non satisfaits diminuent (Asif & Pervaiz, 2019; Nzokirishaka & Itua, 2018). En effet, l'étude menée par Mosuse & Gadeyne (2022) en RDC a révélé que les besoins non satisfaits diminuaient avec l'âge. Les femmes plus âgées, âgées de 25 à 34 ans et de 35 à 49 ans, étaient moins susceptibles d'avoir des besoins non satisfaits que les femmes âgées de 15 à 24 ans. Tandis que les études menées au Népal par Paudel & Budhathoki (2011) et au Soudan par Ali & Okud (2013) n'ont trouvé aucun effet significatif de l'âge sur les besoins non satisfaits en planification familiale. En plus de l'impact de l'âge sur les besoins non satisfaits, les auteurs avancent que l'âge influence également d'autres facteurs explicatifs des besoins non satisfaits, tels que les discussions sur la planification familiale (Wulifan et al., 2016). Il semble que les femmes plus âgées soient plus enclines à discuter de l'utilisation de contraceptifs avec leurs partenaires que les femmes plus jeunes ou plus âgées (Wulifan et al., 2016).

Education

Plusieurs auteurs ont observé une association statistiquement significative entre le niveau d'éducation des couples et les besoins non satisfaits en matière de planification familiale (Ali & Okud, 2013; Hailu et al., 2022; Yalew et al., 2020). Le risque d'avoir des besoins non satisfaits diminue avec l'élévation du niveau d'instruction, que ce soit pour les femmes ou pour leurs partenaires / conjoints. Par exemple, au Soudan, les femmes ayant atteint le niveau d'étude secondaire présentaient une probabilité moindre de besoins non satisfaits en planification familiale. Cela suggère que l'éducation des femmes favorise leur accès aux établissements de santé et à l'information sur les moyens de contraception (Ali & Okud, 2013). En outre, l'éducation peut accroître l'autonomie des femmes dans la prise de décisions concernant l'utilisation de la contraception (Riaz & Pervaiz, 2018). De même en ce qui concerne le niveau d'éducation du conjoint. Les femmes ayant des partenaires plus instruits étaient moins susceptibles de présenter des besoins non satisfaits que celles dont les partenaires étaient moins instruits (Ali & Okud, 2013; Teshale, 2022).

Milieu de résidence et région de résidence

De même pour le milieu de résidence ou la région de résidence. Plusieurs études antérieures ont montré des associations entre ces deux facteurs liés à la communauté et les besoins non satisfaits en planification familiale (Nzokirishaka & Itua, 2018; Teshale, 2022). Par exemple, l'étude de Nzokirishaka & Itua, (2018) ainsi que celle de Asif & Pervaiz (2019), ont révélé que les femmes vivant en milieu rural avaient une probabilité plus élevée de rencontrer des besoins non satisfaits en planification familiale par rapport à celles résidant en milieu urbain. De plus, il est important de noter qu'il existe souvent des disparités entre les différentes régions ou provinces d'un pays. En RDC, par exemple, les femmes résidant dans les provinces de l'Équateur, du Nord-Kivu et de l'Orientale présentaient une probabilité plus élevée de rencontrer des besoins non satisfaits en planification familiale par rapport à celles résidant à Kinshasa (Mosuse & Gadeyne, 2022). Cette probabilité plus élevée de besoins non satisfaits serait due à l'inaccessibilité aux services de santé ainsi qu'à une culture pronatale associée à un faible niveau d'instruction des femmes dans certaines régions (Kandala et al., 2015).

Statut socioéconomique (richesse)

Comme pour les autres facteurs précédemment cités, le statut socio-économique ou l'indice de richesse a un effet sur les besoins non satisfaits en planification familiale. En effet, un faible statut socio-économique augmente le risque de besoins non satisfaits (Ahmed et al., 2013). La probabilité de besoins non satisfaits en planification familiale diminue avec l'augmentation de la richesse du ménage de la femme au Pakistan (Asif & Pervaiz, 2019). Un autre exemple est fourni par l'étude de Yalew et al. (2020), qui a démontré que vivre dans les ménages les plus pauvres augmentait les besoins non satisfaits par rapport aux ménages appartenant au quintile de richesse le plus élevé. Ce même résultat a été observé par Nzokirishaka & Itua (2018), qui ont constaté que les femmes des classes moyennes et riches avaient des probabilités moindres de besoins non satisfaits par rapport aux femmes appartenant aux classes sociales les plus défavorisées. Cela s'expliquerait par le fait que les femmes ayant un statut socio-économique inférieur ont plus de chances d'avoir également un faible niveau d'instruction (Wulifan et al., 2016). Cependant, Mosuse & Gadeyne (2022) en RDC ont découvert que les femmes provenant de communautés où la proportion de ménages riches est moyenne ou élevée étaient plus susceptibles d'avoir des besoins non satisfaits que celles issues de communautés où cette proportion est faible.

Statut professionnel de la femme

La profession de la femme a également été identifiée comme l'un des facteurs importants influençant les besoins non satisfaits en matière de planification familiale chez les femmes dans divers pays (Ali & Okud, 2013; Wulifan et al., 2016), étant donné qu'elle est considérée comme un indicateur d'autonomie financière et de statut social (Wulifan et al., 2016). Par exemple, l'étude de Shapiro & Tambashe (1994) menée à Kinshasa en RDC a montré que les femmes ayant un emploi avaient plus de chances d'utiliser une méthode de contraception quelconque par rapport à celles qui ne travaillaient pas.

Bien que les femmes employées soient plus susceptibles d'utiliser une méthode quelconque que celles qui ne le sont pas, ces différences ne s'étendent pas à la pratique de la contraception moderne. En revanche, les travailleuses du secteur moderne (et, dans une moindre mesure, celles du secteur informel) sont nettement plus susceptibles de déclarer avoir subi un avortement que les femmes non employées, ce qui contribue

probablement à expliquer la plus faible fécondité des femmes employées dans le secteur moderne (Shapiro & Tambashe, 1994). Dans l'ensemble, ces résultats soulignent l'importance d'établir une distinction entre l'emploi dans le secteur moderne et l'emploi dans le secteur informel lorsque l'on tente d'évaluer les relations entre l'emploi et le comportement reproductif.

Religion

Les croyances religieuses font partie des facteurs déterminants de l'utilisation des services de planification familiale (Pal et al., 2018), car l'interdiction religieuse a été identifiée comme l'une des principales raisons de la non-utilisation de ces services (Ali et al., 2011). Par exemple, les résultats d'une étude menée en Inde ont montré que les femmes non hindoues étaient plus susceptibles d'avoir des besoins non satisfaits en matière de planification familiale que leurs homologues hindoues du Bihar (Pal et al., 2018).

En résumé, nous avons retenu qu'il existe bien de facteurs qui sont positivement associés aux besoins non satisfaits, tandis que d'autres y sont associés négativement. Cependant, il n'y a pas de consensus dans la littérature quant à ces résultats.

2.1.2. Violence conjugale

La violence entre partenaires intimes est un problème de santé publique qui affecte toutes les sociétés du monde (Krug et al., 2002), mais très répandus dans les pays à faible revenus (OMS, 2013). Elle implique non seulement des actes de violence physique, sexuelle et émotionnelle, mais elle inclut aussi le comportement de contrôle de la part du partenaire intime ou du conjoint (Alio et al., 2009 ; EDS RDC 2014). La violence conjugale n'est pas associée seulement aux problèmes de santé que ça soit dans l'immédiat ou à long terme, mais aussi elle impacte sur le développement économique en causant des lourdes conséquences financières (Duvvury, Grown, & Redner, 2004). Le cadre écologique intégré (ecological framework) a été élaboré pour comprendre la violence à l'égard des femmes (Heise, 1998). Cette approche écologique suggère l'interaction de plusieurs facteurs, dont l'individu, les relations familiales, la communauté et la société (normes sociales et culturelles soutenant la violence).

Plusieurs études antérieures soulignent que les taux élevés de violence conjugale observés dans majorité de pays à faibles revenus sont attribuables à de fortes inégalités

entre les sexes, une société patriarcale, de faibles niveaux d'alphabétisation, des mariages précoces ainsi que la pauvreté (Gibbs et al., 2018; Krug et al., 2002). En outre, le taux de chômage élevé parmi les hommes et les femmes est susceptible de jouer un rôle majeur dans la prévalence élevée de la VPI dans de nombreux pays africains (Olayanju et al., 2013).

D'après une étude menée en RDC, plusieurs facteurs sont associés de manière positive à la violence, notamment le comportement de contrôle du mari ou du partenaire envers la femme, le fait que la mère dans la famille d'enfance ait subi des violences, et la consommation d'alcool par le partenaire (Tiruneh et al., 2018). En revanche, l'autonomie décisionnelle des femmes agit comme un facteur protecteur contre la violence, car elle peut atténuer la VPI en favorisant une répartition équitable du pouvoir, ce qui contribue souvent à équilibrer l'autonomie des femmes et la collaboration dans la vie familiale (Tiruneh et al., 2018). En plus du statut des femmes (revenu, contrôle sur le revenu), Benebo et al. (2018) au Nigeria soulignent l'importance des normes communautaires concernant la violence comme facteurs déterminants. Tlapek (2015) a également montré que l'acceptation de la violence conjugale par la femme était associée à un risque accru de violence physique et émotionnelle. Tandis que, vivre avec un partenaire polygame ou ayant d'autres partenaires multiplie le risque de violence conjugale par deux.

D'autres études menées ailleurs, telles que NPC & ICF Macro (2008), ont identifié le jeune âge et la parité ou le nombre d'enfants comme des facteurs de risque potentiels de VPI. En effet, les femmes âgées de moins de 29 ans couraient plus de risque à la VPI que celles de classe supérieure et que le risque de VPI est plus élevé chez les femmes qui ont eu cinq enfants par rapport au nullipare ou celles qui sont sans enfants. De plus, selon Aimakhu et al. (2004), les indicateurs d'autonomisation structurelle chez les femmes, comme leur niveau d'éducation ou d'alphabétisation ainsi que leur emploi, semblent offrir une protection contre la violence conjugale. Tandis que l'accès à l'information par le biais des médias semble avoir plus de chances de diminuer l'incidence de la violence conjugale (Okenwa et al., 2011), car une augmentation de la sensibilisation et une compréhension accrue des problèmes associés à la violence conjugale, peuvent largement contribuer à sa diminution (Olayanju et al., 2013).

D'autres chercheurs, comme Ellison et al. (1999), ont établi une corrélation entre les aspects de l'appartenance religieuse, de la pratique religieuse et des similitudes entre les conjoints et la VPI. Les résultats de cette recherche ont montré qu'assister régulièrement aux services religieux est lié de manière négative à l'auto-déclaration de VPI chez les hommes et les femmes. En outre, les couples partageant la même confession religieuse présentent un risque moindre de violence par rapport aux couples de confessions différentes.

Par ailleurs, l'étude de Djikanovic et al. (2010) en Serbie suggère que la majorité des facteurs associés à la violence du partenaire intime concernent le partenaire masculin, en particulier ses expériences de violence dans sa propre famille pendant son enfance. Owusu Adjah & Agbemaflé (2016) ont observé un risque de violence conjugale nettement plus élevé au Ghana parmi les femmes dont le mari avait déjà été témoin de la violence de son père envers sa mère. Les femmes dont les partenaires n'avaient pas reçu d'éducation formelle présentaient un risque beaucoup plus élevé de subir des violences conjugales que celles dont les conjoints avaient un niveau d'éducation plus élevé. Un autre facteur lié au partenaire masculin qui pourrait influencer la VPI est sa consommation d'alcool. En effet, la consommation d'alcool par le partenaire sont des facteurs qui accroissent le risque de VPI (Owusu Adjah & Agbemaflé, 2016; Tlapæk, 2015).

Bien que plusieurs études aient confirmé que le statut socioéconomique plus élevé des femmes constitue l'un des principaux facteurs de protection contre la VPI, la littérature existante montre qu'il n'y a pas de consensus sur le sens de la relation entre le revenu de la femme et la VPI. Par exemple, une étude menée en Équateur a montré que les femmes dont le revenu ou le niveau d'éducation dépasse celui de leur conjoint ont plus de chances de subir des VPI que celles dont le revenu est inférieur ou inexistant (Hidrobo & Fernald, 2013). Cela suggère qu'il existe une réaction négative chez les hommes (un contrecoup masculin) qui se sentent menacés par le fait que le statut socioéconomique des femmes remet en question leurs rôles masculins traditionnels (Spektor, 2010).

Nous avons identifié divers facteurs susceptibles d'expliquer la violence entre partenaires intimes. Toutefois, il est important de noter qu'il existe d'importantes différences et disparités entre les régions, les pays ou les zones géographiques, ces

différences étant dues à des facteurs contextuels liés à la culture, à la norme sociale, à la communauté, etc.

2.1.2.1. Violence conjugale et résultats en matière de santé reproductive

De nombreuses études empiriques montrent qu'il existe un lien statistiquement significatif entre la violence conjugale et les résultats en matière de santé reproductive de la femme tels que les besoins non satisfaits de planification familiale, les grossesses non désirées, la non-utilisation de la contraception, les avortements répétés, etc.

Selon Gomez (2011), la violence sexuelle peut être plus prédictive d'une grossesse non désirée et joue un rôle plus crucial dans l'utilisation de la planification familiale et les besoins non satisfaits de planification familiale en Colombie. Les jeunes femmes victimes de la violence sexuelle sont moins susceptibles d'utiliser des moyens de contraception lorsqu'elles ne souhaitent pas tomber enceinte. L'auteur propose que les efforts de prévention et les réponses cliniques soient conçus afin de réduire l'ampleur de violence sexuelle chez les plus vulnérables qui peuvent rencontrer des difficultés d'accès aux services de santé reproductive. L'originalité de cet article repose sur le fait que cette analyse s'est concentrée sur les jeunes femmes en union et dans les relations plus occasionnelles contrairement à d'autres études réalisées en Colombie, comme c'est le cas dans plusieurs autres pays du monde.

Bien qu'avec une population beaucoup plus large par rapport à l'article de Gomez (2011), le résultat similaire a été confirmé par Laanpere et al. (2013) lors de l'enquête sur la santé de femmes en âge de procréer (16 – 44 ans) en Estonie. L'analyse faite par ces chercheurs suggère que l'exposition à la violence conjugale a des conséquences négatives en matière de santé sexuelle et reproductive. En outre, la violence conjugale était étroitement associée à l'utilisation d'une méthode contraceptive peu fiable, à la non-utilisation de la contraception et le fait d'avoir subi des avortements répétés. Il s'agissait de la première étude en Estonie à fournir des données basées sur la population concernant l'exposition de femmes à la violence physique et sexuelle de la part de leurs partenaires intimes et à explorer leurs associations avec les résultats en matière de santé sexuelle. Cette étude recommande que toute politique visant à promouvoir la santé sexuelle devrait inclure la prévention de la violence conjugale et d'autres formes de violence à l'égard des femmes.

Dans le même contexte que les précédents auteurs, McCleary-Sills (2013) a exploré les mécanismes par lesquels les faibles niveaux d'équité entre les sexes augmentent le risque de violence pour les femmes jordaniennes et affectent l'exercice de leur pouvoir reproductif. Les résultats de cette analyse ont révélé que l'expérience de la violence conjugale augmente le risque de 39 % de grossesse non désirée et de 43 % de besoins non satisfaits de planification familiale. L'auteur propose l'utilisation d'approches qualitatives pour les futures recherches pour en savoir plus sur la manière dont les influences de genre affectent les décisions en matière de procréation. Cela permettra d'aviser les interventions et les programmes visant à stimuler le changement social au niveau individuel et communautaire.

Des années plus tard, Ahinkorah et al. (2020) ont poursuivi les recherches sur cette voie, se basant sur les données des enquêtes démographiques et de santé des 26 pays en ASS : les résultats montrent une corrélation positive entre la violence sexuelle et les besoins non satisfaits de planification familiale. Les résultats de cette étude révèlent que les violences sexuelles augmentent la probabilité d'un besoin de contraception non satisfait en ASS. Outre, ces violences, d'autres variables comme le fait d'avoir quatre enfants ou plus, de cohabiter avec un partenaire masculin et de vivre dans un ménage dirigé par une femme prédisaient les besoins non satisfaits de contraception en ASS. Les auteurs proposent que les interventions en matière de contraception se concentrent sur la réduction de l'ampleur de la violence sexuelle et d'autres prédicteurs qui augmentent les besoins non satisfaits de contraception ; tout en privilégiant la prise en compte des facteurs contextuels. Bien que les résultats de cette étude corroborent ceux des précédents auteurs, ils présentent certaines limites, notamment les disparités entre les pays concernant certaines variables, entre autres la prévalence de la violence sexuelle et le niveau de connaissance de contraception vu que l'analyse se fait au niveau régional.

Quoique la violence conjugale ait souvent été comme un obstacle à la santé reproductive de la femme tel qu'illustré dans les lignes précédentes, il a eu de cas où l'effet inverse a été soutenu. C'est notamment le cas de l'Afghanistan et du Nepal. L'étude menée par Dadras et al. (2022) en Afghanistan montre une relation négative entre la violence conjugale et les besoins non satisfaits de planification familiale chez les femmes en âge de procréer. Les femmes afghanes victimes de violence conjugale

sont moins susceptibles d'avoir des besoins non satisfaits de planification familiale que celles qui ne subissent pas ces formes de violence. Les auteurs suggèrent que les victimes de la violence conjugale peuvent être plus disposées à utiliser la contraception pour éviter une grossesse et la naissance d'un enfant dans un environnement hostile et à se protéger contre les maladies sexuellement transmissibles qui pourraient être transmises par un partenaire à risque. Il s'agit d'une première étude en Afghanistan fournissant des estimations représentatives au niveau national des différentes composantes de la VPI et des besoins non satisfaits de planification familiale.

La récente publication de Hoo & Lai (2023) sur la relation entre les diverses formes de violence conjugale et les besoins non satisfaits en matière de planification familiale en Asie du Sud donne des résultats mitigés. Une association statistiquement significative entre au moins une forme de violence conjugale et les besoins non satisfaits en matière de planification familiale a été observée dans tous les pays étudiés, à l'exception de la République des Maldives. Le lien entre la violence conjugale et les besoins non satisfaits de planification familiale a également donné lieu à des résultats contrastés, avec un signe positif dans certains pays et un signe négatif dans d'autres. Les femmes ayant une expérience des violences physiques étaient associées à une probabilité plus élevée d'avoir un besoin non satisfait au Pakistan, mais l'inverse, soit une association négative a été trouvée en Afghanistan et au Népal. Dans ces derniers pays, les femmes victimes de violence conjugale étaient moins susceptibles d'avoir des besoins non satisfaits. Cet article a utilisé une approche régionale multi-pays mais les résultats ont été désagrégés par pays. Les auteurs de cet article recommandent aux décideurs politiques d'élaborer des politiques et des stratégies visant à prévenir la violence conjugale et à réduire les besoins non satisfaits en matière de planification familiale, conformément aux objectifs de développement durable (ODD) à l'horizon 2030.

Par ailleurs, la littérature suggère également que le lien entre la VPI et les besoins non satisfaits peut passer par la coercition reproductive (CR), qui est un mécanisme comportemental pouvant expliquer les associations constantes entre la VPI et les résultats défavorables en matière de santé reproductive (Miller et al., 2010 ; MacQuarrie et al. cité dans Kupoluyi, 2020). La coercition à la grossesse et l'interférence directe avec la contraception sont des aspects spécifiques du contrôle

exercé par les hommes violents, pouvant en partie expliquer le lien entre la violence envers la partenaire et les grossesses non désirées (Miller et al., 2010). Certains hommes utilisent des paroles, des menaces et des actes de violence physique pour contraindre leurs partenaires féminines à tomber enceintes (Miller et al., 2007). D'après l'Organisation mondiale de la santé, citée par Silverman & Raj (2014), les femmes victimes de violence entre partenaires intimes sont deux fois plus susceptibles d'avoir un partenaire masculin qui refuse d'utiliser la contraception. Selon les recherches de Miller et al., (2010), la coercition reproductive prédit les grossesses non désirées indépendamment des effets de la violence entre partenaires intimes (VPI). De plus, ils ont constaté qu'elle amplifie le risque de grossesse non désirée lorsqu'elle est combinée à la VPI, dépassant ainsi l'impact observé de la VPI seule.

Cependant, nous n'avons trouvé aucune analyse intégrant cette variable dans les travaux réalisés en Afrique subsaharienne en raison notamment d'un manque de données, l'une des principales limites lors de l'utilisation de données secondaires. De plus, la plupart des études menées sur la violence conjugale n'ont pas réussi à expliquer les mécanismes ou les voies par lesquels la violence entre partenaires intimes affecte ou entraîne les besoins non satisfaits en planification familiale (Ahinkorah et al., 2020).

En somme, il y a une pénurie de données quantitatives spécifiques sur la coercition reproductive dans les pays à faible et moyen revenu (Wood et al., 2023). En plus, il n'existe aucune étude en RDC traitant de ce sujet : la relation entre la VPI et les BNS, tout en testant l'effet d'interaction de la coercition reproductive bien que le pays figure parmi les plus touchés par ces phénomènes. De plus, les VPI et les BNS font partie des « trois zéros » de Fonds des Nations Unies pour la Population (FNUAP), à savoir l'élimination d'ici 2030 (a) des besoins non satisfaits en matière de planification familiale, (b) des décès maternels évitables, et (c) de la violence sexiste et des pratiques néfastes.

L'originalité de cette étude réside dans le fait qu'à notre connaissance, c'est la première étude réalisée en RDC concernant la relation entre la violence conjugale et les besoins non satisfaits en planification familiale, tout en testant empiriquement l'effet d'interaction de la coercition reproductive sur la relation entre la violence conjugale et

ces besoins non satisfaits chez les femmes en union en RDC, précisément dans les provinces de Kinshasa et de Kongo central.

2.2. Question de recherche & hypothèses

Les deux premiers chapitres ont offert une vue d'ensemble détaillée de la violence perpétrée par un partenaire intime et de ses déterminants, des besoins non satisfaits en planification familiale et de leurs déterminants, ainsi que des liens entre la VPI et les résultats en matière de santé reproductive de la femme dans plusieurs régions du monde, et plus précisément dans les pays à revenu faible et moyen (PRFM). À partir de cette littérature théorique et empirique, de la définition des concepts et d'une exploration du contexte congolais, nous sommes maintenant en mesure de définir plus précisément les questions qui seront explorées dans cette étude.

Ainsi, l'objectif principal de la présente étude est de tester l'association entre la conjugale et les besoins non satisfaits en planification familiale chez les femmes en union en RDC. Par conséquent, il sied de répondre à la question suivante : ***"La violence conjugale est-elle associée aux besoins non satisfaits en planification familiale chez les femmes en union en âge de procréer en RDC ? "***

Les hypothèses pertinentes pour répondre à la question de recherche principale sont les suivantes :

Hypothèse 1 :

L'étude testera la première hypothèse selon laquelle les femmes subissant des actes de violence de la part de leurs partenaires intimes seraient plus susceptibles de présenter des besoins non satisfaits en planification familiale, c'est-à-dire que la VPI a un effet positif sur les besoins non satisfaits en planification familiale (H1).

Il est possible que les femmes victimes de violence conjugale aient une utilisation moindre de la contraception par peur d'une violence supplémentaire de la part de leur partenaire. Elles peuvent également être plus vulnérables, étant incapables de négocier leurs besoins et leurs droits reproductifs avec des partenaires violents, par rapport à d'autres femmes (Ahinkorah et al., 2020). En revanche, les femmes ayant été victimes de

violence conjugale pourraient être plus enclines à utiliser la contraception pour éviter une grossesse et à prévenir la naissance d'un enfant dans un environnement de violence (Dadras et al., 2022).

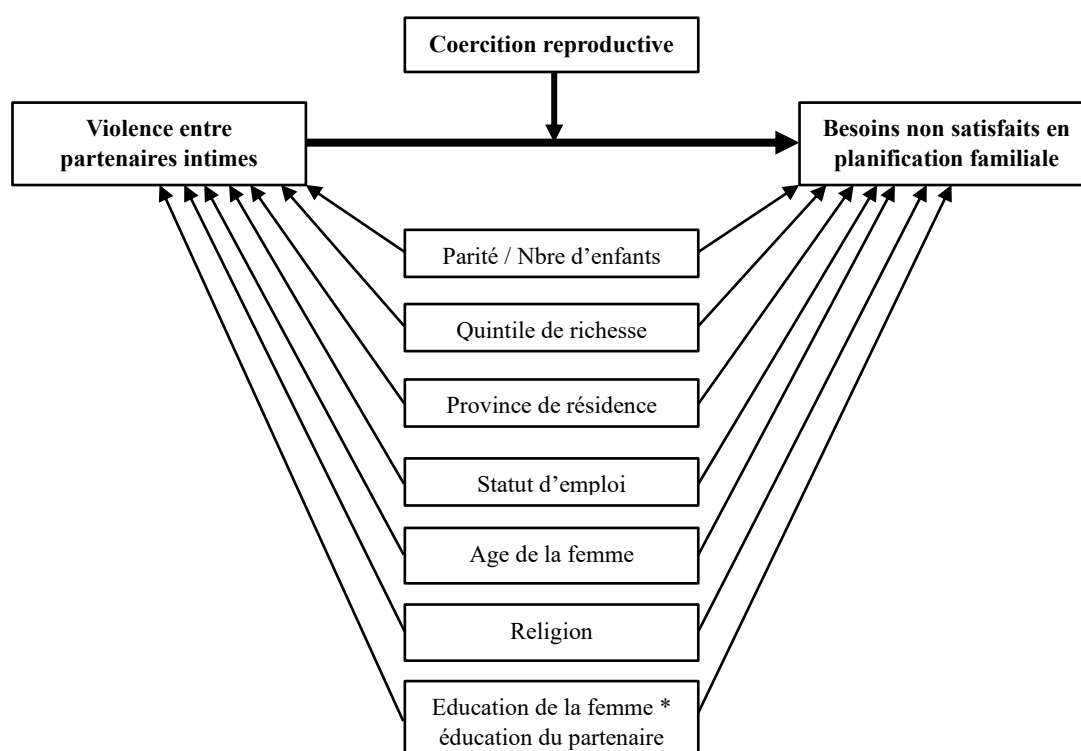
Hypothèse 2 :

La coercition reproductive est un des mécanismes sous-jacents qui relie la violence conjugale et les besoins non satisfaits en planification familiale ou encore la violence conjugale et la coercition reproductive interagissent pour augmenter les risques de besoins non satisfaits en planification familiale chez les femmes en union en RDC.

2.3. Schéma causal empirique

Le schéma présenté dans la **Figure 6** illustre la relation entre la violence perpétrée par un partenaire intime et les besoins non satisfaits en planification familiale. Ce schéma a été élaboré sur la base de nos hypothèses de recherche, qui découlent de la littérature disponible sur le sujet, comme mentionné précédemment.

Figure 6 Schéma causal empirique



Afin de contrôler tout biais éventuel dans l'estimation de l'effet total de la variable d'intérêt, nous utilisons les variables suivantes : instruction de la femme et de son conjoint (niveau d'instruction du couple), statut professionnel, parité, province de résidence, religion, âge de la femme, quintile de richesse, en tant que variables de contrôle ou de facteurs de confusion. C'est la raison pour laquelle toutes ces variables sont représentées par des flèches qui vont directement vers les variables dépendante et indépendante dans le schéma.

Deuxièmement, étant donné que cette relation implique une variable d'interaction (coercition reproductive), nous avons opté pour la stratégie de stratification afin de contrôler le biais d'interaction.

CHAPITRE 3 : DONNÉES ET MÉTHODES

Ce mémoire explore l'association entre la violence conjugale et les besoins non satisfaits en planification familiale. Pour répondre à ces objectifs de recherche et tester nos hypothèses, nous avons établi un cadre méthodologique avant de procéder aux analyses statistiques. Ce chapitre présente les sources de données, la description de l'échantillon retenu, les différentes variables prises en compte, ainsi que les stratégies et méthodes d'analyse des données choisies.

3.1. Sources de données et design de l'étude

Les données à exploiter sont des données secondaires provenant de la base de données de Performance Monitoring for Action (PMA). Cette dernière est une plateforme de recherche qui administre un modèle d'enquête longitudinal avec des enquêtes transversales intégrées, au niveau des ménages, des femmes et des établissements dans huit pays d'Afrique subsaharienne et d'Asie : Burkina Faso, Côte d'Ivoire, RDC, Inde, Kenya, Niger, Nigeria et Ouganda (PMA, 2022). En effet, nous avons opté pour le téléchargement des données à partir d'IPUMS PMA, car cette plateforme offre une version harmonisée des données provenant de PMA. De plus, IPUMS a standardisé les variables en les codant de manière cohérente entre les pays et les années d'enquête, facilitant ainsi la mise en commun des données, l'analyse des tendances et la recherche comparative.

Avec le soutien financier de la Fondation Bill et Melinda Gates, le programme PMA RDC est implémenté sous la direction de l'École de Santé Publique de l'Université de Kinshasa (ESP/Unikin), en collaboration avec l'Institut Bill & Melinda Gates pour la population et la santé reproductive de l'Université Johns Hopkins (JHU) et Jhpiego (PMA, 2022).

Dans le cadre de l'étude sur les femmes abordée dans ce travail, le programme PMA utilise une approche de cohorte ouverte, prospective et observationnelle. Cette méthode permet d'analyser les évolutions en matière de contraception et les changements dans les intentions de fécondité des femmes au fil du temps. Cette approche englobe divers aspects tels que la sensibilisation, la perception, la connaissance et l'utilisation des méthodes contraceptives, ainsi que les différents aspects des services de santé, la qualité perçue, les effets secondaires des méthodes

contraceptives chez les utilisatrices actuelles, l'historique des naissances, les intentions de fécondité et l'autonomisation.

En ce qui concerne la méthodologie de l'échantillonnage, le PMA utilise un plan d'échantillonnage par grappes stratifiées à plusieurs niveaux, avec des strates urbaines-rurales et/ou les grandes régions comme strate de l'échantillon, comme c'est le cas pour la RDC. Les unités d'échantillonnage sont des grappes géographiques ou des zones de dénombrement, et les listes de ces grappes sont fournies par l'office statistique national. Pour la sélection des grappes, elles sont tirées en utilisant des méthodes de probabilité proportionnelle à la taille (PPT), et environ 35 unités de résidence sont sélectionnées aléatoirement dans chacune de ces grappes. Les données sont généralisables à la population cible. Par ailleurs, contrairement aux autres pays du PMA, les données de la RDC ne sont pas représentatives au niveau national, mais plutôt au niveau provincial (Kinshasa et Kongo-Central) et au sein des strates urbaines/rurales (cf. Protocole PMA RDC 2022).

En RDC, des enquêtes transversales et longitudinales ont été menées chaque année auprès des ménages et des femmes. Un suivi du panel a été effectué au cours des années 2 et 3, car les femmes suivies lors des phases 2 et 3 ont été recrutées lors de la phase 1. De plus, étant donné qu'il s'agit d'une cohorte ouverte, de nouvelles femmes éligibles ont été recrutées lors des enquêtes de suivi des phases 2 et 3. Toutes les femmes en âge de procréer, âgées de 15 à 49 ans, qui ont passé la nuit précédente dans des ménages ayant fait l'objet de l'enquête sur les ménages, étaient éligibles pour l'enquête transversale sur les femmes.

Les données de la phase 3 utilisées dans cette étude ont été recueillies entre décembre 2021 et avril 2022 à Kinshasa, ainsi qu'entre décembre 2021 et avril 2022 dans la province de Kongo Central. À Kinshasa, l'enquête a couvert 58 zones de dénombrement, avec la participation de 1828 ménages et 2326 femmes, ce qui représente des taux de réponse respectifs de 95,2 % et 94 %. Dans le Kongo Central, l'enquête a été menée dans 57 zones de dénombrement, avec un échantillon final de 1861 ménages (taux de réponse de 98 %) et de 1856 femmes (taux de réponse de 97,9 %). Ces échantillons ont été déterminés sur base du taux de prévalence de la contraception moderne parmi toutes les femmes dans chacune des provinces, avec une marge d'erreur de 5 % (cf. Protocole PMA RDC 2022).

En conclusion, les données provenant de ces enquêtes se révèlent particulièrement adaptées à la question posée et/ou aux objectifs de l'étude envisagée. En effet, le projet PMA rassemble la majorité des variables, y compris un des mécanismes identifiés dans le cadre théorique, de manière plus exhaustive que toute autre enquête nationale actuellement disponible en RDC. À titre d'exemple, le projet PMA propose une mesure de la coercition reproductive plus complète (comprenant plusieurs items), tandis que les enquêtes démographiques et de santé (EDS) se limitent à une seule question (item) portant sur la coercition liée à la grossesse.

Bien que l'étude soit conçue pour adopter une approche longitudinale avec un suivi de panel, les données sur notre principale variable indépendante (violence sexuelle, physique et émotionnelle) n'ont été recueillies qu'à la dernière phase (Phase 3). C'est pourquoi nous avons choisi cette vague de données, en plus du fait qu'elle soit récente. De plus, l'accès aux données est gratuit et le processus d'acquisition des données est rapide, tout en respectant les principes de l'Open Data et de Fair Data. Cependant, étant donné que les données n'ont été collectées que dans deux provinces de la RDC, il n'est pas possible de généraliser les résultats à l'ensemble du pays.

3.2. Identification de l'échantillon de l'étude

Dans le cadre de cette étude, l'échantillon se compose de femmes en union, âgées de 15 à 49 ans, résidant en RDC, uniquement dans les provinces de Kinshasa et du Kongo central, où le Projet PMA est mis en œuvre. Cet échantillon est limité aux femmes en union ayant participé à la section 7, où des questions sur la violence faite aux femmes et aux filles ont été posées.

D'un point de vue pratique, seules les femmes répondant aux critères suivants ont été conservées dans la base de données : celles en union et ayant répondu aux questions sur la violence faite aux femmes et aux filles. Les femmes non mariées ou non en union ont été retirées de la base de données en utilisant la variable " *marstat* : statut matrimonial". De plus, celles n'ayant pas participé au module sur la violence ont été exclues en se basant sur les variables "*sexforceyr* et *sexpressureyr* : violence sexuelle", "*ipvphysyr* et *ipvthreatkillyr* : violence physique" et "*ipvemoyr* : violence émotionnelle", il s'agit de supprimer les répondants associés à la modalité " *niu (not in universe)* ". Quant au critère d'inclusion selon l'âge, il a déjà été pris en compte dans la sélection des participantes, qui sont toutes âgées de 15 à 49 ans.

En résumé, sur les 2.621 femmes en union, seules 1.387 femmes répondant aux critères d'inclusion ont été retenues pour l'analyse ultérieure. Ces femmes ont été suivies depuis plusieurs années et ont théoriquement participé aux phases 1 en 2019, 2 en 2020 et 3 en 2022 dans le cadre du programme PMA RDC.

3.3. Description des variables

3.3.1. Variable dépendante

Le BNS est une mesure construite qui évalue le besoin de planification familiale d'une femme en fonction de ses préférences en matière de fécondité, de son utilisation actuelle des méthodes de planification familiale et des facteurs de risque de grossesse. Les deux catégories de BNS construites sont détaillées plus en profondeur dans les données du PMA (2022) comme indiqué ci-dessous.

« Les besoins non satisfaits en matière d'**espacement** sont : les femmes enceintes dont la grossesse a été mal programmée (i) ; les femmes en aménorrhée post-partum dont le dernier accouchement a été mal programmé (ii) ; et les femmes fécondes qui ne sont ni enceintes ni en aménorrhée post-partum, qui n'utilisent aucune méthode de planification familiale et qui déclarent vouloir attendre deux ans ou plus avant leur prochaine naissance, qui sont indécises quant au moment de la prochaine naissance ou qui sont indécises quant à la possibilité d'avoir un autre enfant (iii). Tandis que, les besoins non satisfaits en matière de **limitation** sont : les femmes enceintes dont la grossesse n'a pas été désirée (iv) ; les femmes en aménorrhée post-partum dont le dernier accouchement n'a pas été désiré (v) ; et les femmes fécondes qui ne sont ni enceintes ni en aménorrhée post-partum, qui n'utilisent aucune méthode de planification familiale et qui ne veulent plus d'enfants (vi) ».

La variable dépendante de cette étude est une variable dichotomique nommée "besoin non satisfait total" (BNS), déjà présente dans la base de données sous le code "unmetyn". Elle comporte deux modalités : "Oui" (codée 1) et "Non" (codée 0).

Cette information est également disponible sous plusieurs modalités à partir de la variable "unmetneed" : Besoin en espacement (1), besoin en limitation (2), utilise la contraception pour espacer les naissances (3), utilise la contraception pour limiter les naissances (4), inféconde ou ménopause (5), aucun besoin non satisfait (6). Ainsi, les

deux premières modalités de cette variable constituent la catégorie 1 (Oui) du besoin non satisfait total, tandis que les autres modalités constituent la catégorie 0 (Non).

Toutes les 1387 femmes, soit 100% de notre échantillon, ont répondu aux questions permettant de calculer la variable BNS total (espacement + limitation).

3.3.2. Variable indépendante principale

La principale variable indépendante de cette analyse est la violence conjugale ou la violence physique, sexuelle ou émotionnelle, perpétrée par le partenaire intime des femmes ayant répondu au module sur les violences faites aux femmes et aux jeunes filles. La violence entre partenaires intimes a été évaluée en utilisant l'échelle des tactiques du conflit (CTS - Conflict Tactics Scales) développée par Straus et al. (1996). Cette échelle mesure l'incidence de la violence en posant des questions sur des actes violents spécifiques, plutôt que sur l'expérience générale de la violence, ce qui permet d'éviter une sous-estimation significative de la violence conjugale. Des questions posées ont été les suivantes (PMA 2022) :

« Au cours des 12 derniers mois, est-ce que votre mari/conjoint vous a :

- Insultée, réprimandée, crié dessus ou a tenu des propos humiliants contre vous ?
- Giflée, frappée ou a exercé des brutalités physiques contre vous ?
- Menacée avec une arme ou a tenté de vous étrangler ou de vous tuer ?
- Fait pression ou a insisté à avoir un rapport sexuel avec vous quand vous ne le vouliez pas (sans employer la force physique) ?
- Utilisé la force pour avoir des rapports sexuels avec vous ? »

Les questions précédentes ont conduit à la création de trois variables principales relatives aux trois composantes de la VPI. Il s'agit des variables "sexpressureyr" et "sexforceyr" pour la violence sexuelle, "ipvphysyr" et "ipvthreatkillyr" pour la violence physique, et "ipvemoyr" pour la violence émotionnelle.

Chacune de ces trois variables est dichotomique, codée 1 pour "Oui" et 0 pour "Non". De plus, les trois composantes sont combinées pour construire la variable VPI totale, également dichotomique, codée 1 pour "Oui" et 0 pour "Non". En effet, les scores des trois composantes (sexuelle, physique et émotionnelle) ont été additionnés. Lorsque le

total est égal à 0, la variable est codée 0, ce qui signifie que la femme ou le répondant n'a subi aucune forme de VPI. Lorsque le total est supérieur ou égal à 1, la variable est codée 1, indiquant que le répondant a été victime d'au moins une forme de VPI.

Il est important de noter que la participation à ce module a été soumise à une confidentialité totale. Avant le début de l'entretien sur cette section, l'enquêteur devait garantir un isolement complet et s'assurer que personne d'autre ne puisse entendre l'entretien.

3.3.3. Variable d'interaction

Le modèle statistique utilisé dans cette analyse intègre une variable d'interaction qui modifie la relation entre la variable indépendante et la variable dépendante. En d'autres termes, dans le contexte de cette étude, la variable interaction est la « coercition reproductive » (CR), qui représente le mécanisme sous-jacent reliant la violence conjugale et les besoins non satisfaits en planification familiale chez les femmes en union. La mesure de la coercition reproductive comprend plusieurs items qui permettent de capturer les différents aspects de la coercition reproductive, tels que la coercition liée à la grossesse et la coercition liée à l'utilisation de la contraception. Dans le cadre du projet PMA, elle a été évaluée à l'aide des questions suivantes.

« Dans les 12 derniers mois, votre mari/conjoint :

- Vous a-t-il fait vous sentir mal ou vous a-t-il mal traitée pour avoir voulu utiliser une méthode de planification familiale pour retarder ou éviter une grossesse ?
- A-t-il tenté de vous forcer ou de vous pousser à tomber enceinte ?
- Vous a-t-il dit qu'il vous quitterait si vous ne tombiez pas enceinte ?
- Vous a-t-il dit qu'il aurait un enfant avec quelqu'un d'autre si vous ne tombiez pas enceinte ?
- Vous a-t-il confisqué votre méthode de planification familiale ou vous a-t-il empêchée d'aller à la clinique pour obtenir une méthode de planification familiale ? (PMA 2022) »

Chacune de ces cinq questions a été transformée en variables dichotomiques, codées 1 pour "Oui" et 0 pour "Non". De plus, ces cinq variables ont été combinées pour construire la variable **coercition reproductive totale**, également dichotomique, codée 1 pour "Oui" et 0 pour "Non". Les scores des cinq variables ont été additionnés. Lorsque le total est égal à 0, la variable est codée 0, ce qui indique qu'il n'y a pas eu de coercition. Lorsque le total est supérieur ou égal à 1, la variable est codée 1, indiquant que le répondant a subi une coercition de la part de son conjoint. Ces variables sont disponibles dans la base de données de PMA et sont désignées sous les noms suivants : `partrestrictfp`, `parttoldnopregbaby`, `parttoldnopregleave`, `partnerforcepreg`, et `partnerfpmistreat`.

De manière générale, sur les 1.387 femmes éligibles, seulement 1 (0,07 %) individu a été classé comme "pas dans l'univers" pour pratiquement toutes les cinq variables combinées. En effet, 1 non-réponse (0,07 %) a été identifiée dans la variable "partrestrictfp" et 1 (0,07 %) pour la variable "partnerfpmistreat".

3.3.4. Variables de contrôle

Quintile de richesse

La variable « Quintile de richesse » a été utilisée pour évaluer le niveau socio-économique des ménages. Cette évaluation repose sur divers éléments tels que la possession par les ménages de biens durables spécifiques (télévision, radio, voiture, etc.) et les équipements domestiques (électricité, source d'eau potable, type de toilettes, revêtement de sol, etc.). Cet indice divise la population en cinq groupes, ou quintiles, en fonction de leur richesse : le quintile le plus bas, le second quintile, le quintile moyen, le quatrième quintile, et enfin le quintile le plus riche. Il s'agit de la variable désignée sous le nom de « `wealthq` ». Le taux de réponse pour cette variable parmi les femmes éligibles ou retenues dans notre échantillon est de 99,03 %. Seul un répondant présente une valeur manquante pour cette variable.

Parité

Une autre variable de contrôle retenue est le nombre d'enfants vivants ou la parité, désignée sous le nom de « `birthevent` ». Cette variable a été collectée sous forme de variable discrète (valeur numérique). Cependant, elle a été recodée en quatre catégories : nullipare (0), un ou deux enfants (1-2), trois à quatre enfants (3-4) et cinq

enfants et plus (5+). En ce qui concerne le taux de réponses, cette variable a obtenu un taux de réponse de 100 % parmi l'échantillon de l'étude.

Religion

La variable religion du chef de ménage, désignée sous le nom de "religion", a enregistré un taux de non-réponse de 1,30 %, soit 18 répondants sur 1.387. Cette variable a été réorganisée et classée en six catégories, en plus d'une catégorie pour les valeurs manquantes. Nous avons choisi de ne pas restreindre l'échantillon en supprimant les 18 valeurs manquantes, bien qu'elles ne représentent que 1,3 % de l'échantillon total. Les sept catégories pour cette variable sont les suivantes : aucune religion (1), catholique (2), protestante (3), Kimbanguiste (4), autres chrétiens (5), autres religions (6) et manquantes (7). Sont compris dans la catégorie « autres religions » : les Musulmanes, Armée du salut, Animistes, Bundu dia kongo, Vuvamu et autres.

Province

Le Projet PMA a recueilli des données dans deux provinces de la RDC, que nous considérons ici comme des régions de résidence. La base de données ne comporte pas d'informations sur le milieu de résidence (urbain ou rural). Les modalités de la variable province (geocd) sont les suivantes : Kinshasa (1) et Kongo central (2). Toutes les observations contiennent des informations concernant cette variable, et aucune valeur manquante n'a été identifiée.

Statut d'emploi

Une variable importante à considérer dans les analyses de cette étude est le statut d'emploi des femmes. Il s'agit du travail effectué en dehors de leurs tâches domestiques, que ce soit un travail rémunéré en espèces ou en nature dans une entreprise, un commerce, une ferme familiale, etc. Deux variables ont été identifiées pour capturer cette information : la variable (workwk) pour la situation d'emploi au cours des 7 derniers jours et la variable (workyr) pour la situation d'emploi au cours des 12 derniers mois parmi les femmes qui n'ont pas travaillé au cours des 7 derniers jours précédant l'enquête.

Ces deux variables ont été combinées pour créer une nouvelle variable appelée « statut d'emploi de la femme », avec deux modalités : a travaillé au cours des 12 derniers mois (1) et n'a pas travaillé au cours des 12 derniers mois (2). Seulement 3 observations sur

1387 présentent des valeurs manquantes pour cette variable, ce qui représente 0,22% de l'échantillon.

Niveau d'instruction de la femme et de son partenaire

Nous avons également inclus le niveau d'instruction de la femme et de son partenaire comme variables de contrôle dans nos modèles. Le niveau d'éducation de la femme, appelé (educattgen), a été classé en quatre catégories : jamais fréquenté (1), primaire (2), secondaire /post-primaire (3), supérieur/post-secondaire (4). Le niveau d'éducation du partenaire, appelé (partnereduc), a été classé en cinq modalités : jamais fréquenté (1), primaire (2), secondaire (3), supérieur (4), et ne sait pas (5).

Chacune de ces variables a été recodée en deux modalités : la première modalité étant « Aucun/primaire », et la deuxième modalité étant « secondaire ou supérieur ». La nouvelle variable représentant le niveau d'instruction de la femme (instrFem) ne comporte aucune valeur manquante, tandis que la nouvelle variable représentant le niveau d'instruction du partenaire (instrHom) compte 21 valeurs manquantes (1,51%), qui seront regroupées dans une nouvelle catégorie appelée « manquante ».

Par ailleurs, ces deux variables ont été combinées pour former une seule variable comportant quatre catégories : Haut-haut (1), Bas-bas (2), Femme plus instruite que l'homme (3) et Femme moins instruite que l'homme (4). Afin de faciliter cette combinaison, les valeurs manquantes identifiées dans la variable « instrHom » ou niveau d'instruction du partenaire ont été imputées en leur attribuant la valeur de la catégorie modale (Ashira, 2024). Cette méthode a été privilégiée afin de conserver notre échantillon de 1387 observations intact, plutôt que de supprimer ces données manquantes, ce qui aurait réduit à nouveau la taille de notre échantillon. Par conséquent, cette nouvelle variable, Éducation du couple, dénommée « eduHFfinal », ne présente aucune valeur manquante.

Age de la femme

La dernière variable de contrôle à inclure dans les modèles est l'âge. L'âge des femmes a été collecté sous forme d'une variable numérique (discrète), représentant l'âge en années révolues ou l'âge au dernier anniversaire, appelée (age). Cette variable ne comporte aucune valeur manquante. Toutefois, une nouvelle variable (agegrp) a été créée, regroupant les femmes en trois catégories : 15 à 24 ans, 25 à 34 ans et 35 à 49 ans.

3.3.5. Récapitulatif des variables

Le **Tableau 12** (cf. Annexe 1) récapitule les variables sélectionnées pour les analyses du présent travail, ainsi que leur qualité de données.

3.4. Méthodes d'analyse de données

3.4.1. Revue de littérature méthodologique

Nous présentons ici une synthèse de la littérature méthodologique portant sur les travaux qui ont abordé la question du lien entre la violence perpétrée par un partenaire intime et les résultats en matière de santé reproductive, notamment l'utilisation de la contraception et les besoins non satisfaits en planification familiale.

Nous avons constaté que la méthode la plus fréquemment utilisée est la régression logistique. Par exemple, Gomez (2011) a analysé si la violence sexuelle était un prédicteur de la grossesse non désirée, de l'utilisation de contraceptifs et des besoins non satisfaits chez les jeunes femmes colombiennes en utilisant des tests du chi-carré de Pearson et des modèles de régression logistique. De même, Miller et al. (2010) ont examiné si le contrôle de la reproduction, incluant la coercition à la grossesse et le sabotage du contrôle des naissances, était associé à la violence du partenaire et au risque de grossesse non désirée en Californie du Nord. Cette étude a utilisé des modèles de régression logistique multivariés pour l'analyse explicative, en plus de stratégies de contrôle de l'interaction, notamment la stratification de l'échantillon en fonction de la présence de VPI, afin d'évaluer l'impact de chaque exposition sur les grossesses non désirées en présence et en l'absence de VPI.

Pour citer quelques exemples supplémentaires, Laanpere et al. (2013) ont réalisé une étude intitulée "Intimate partner violence and sexual health outcomes: a population-based study among 16-44-year-old women in Estonia", en exploitant les données d'une enquête transversale sur la santé des femmes estoniennes menée entre 2004 et 2005. Leur objectif était de tester le lien entre la VPI et les résultats en matière de santé sexuelle. Par ailleurs, Kupoluyi (2020) a examiné la relation entre les VPI et l'abandon de la contraception chez les femmes mariées au cours d'une période d'un an au Nigeria. Comme Gomez (2011), cet auteur a utilisé les données de l'Enquête Démographique et de Santé. Il a également utilisé les méthodes de régression logistique pour éviter l'erreur de sous-estimation de la véritable relation entre l'arrêt de la contraception et la

VPI lorsque la censure est très importante. Enfin, Dadras et al. (2022) ont utilisé des données transversales de l'Enquête Démographique et de Santé pour examiner le lien entre la violence entre partenaires intimes et les besoins non satisfaits en planification familiale chez les femmes afghanes âgées de 18 à 49 ans. Ils ont utilisé un modèle logistique binaire pour résoudre cette question de recherche.

Dans cette série d'articles exploitant les données de l'Enquête Démographique et de Santé, on retrouve également l'article de Ahinkorah et al. (2020), qui, contrairement aux précédents, a utilisé un échantillon beaucoup plus large provenant des 26 pays d'ASS pour étudier la relation entre la violence sexuelle et le besoin non satisfait en contraception. Ces auteurs ont basé leurs résultats sur des modèles de régression multiniveaux. De même, McCleary-Sills (2013) a utilisé les données de l'enquête 2007 sur la population jordanienne et la santé familiale pour tester l'hypothèse selon laquelle l'expérience de la VPI augmente le risque pour les femmes de compromettre leur capacité de reproduction ou les probabilités accrues de grossesse non désirée et les besoins non satisfaits en planification familiale.

On observe que la plupart des auteurs ont opté pour l'utilisation de modèles de régression logistique binaire, bien que des différences aient été notées en ce qui concerne les stratégies de contrôle des biais, d'interaction ou de sous-groupes. Par ailleurs, nous estimons que les techniques employées par Miller et al. (2010) étaient plus performantes lorsque l'on dispose d'une variable d'interaction. Dans notre approche, en exploitant la variable d'interaction "coercition reproductive", identifiée comme l'un des mécanismes par lesquels la violence conjugale influence l'utilisation de la planification familiale et, par extension, les besoins non satisfaits. En effet, nous avons choisi la stratégie de contrôle de l'interaction par la stratification, consistant à diviser l'analyse en deux groupes : un groupe composé des femmes ayant subi une coercition reproductive et un autre groupe composé de celles qui n'ont pas subi de coercition reproductive. Cependant, en ce qui concerne les méthodes d'analyse des données, nous privilégions l'utilisation des modèles de régression linéaire ou de **modèle de probabilité linéaire**, plutôt que des modèles de régression logistique plus couramment utilisés en sciences sociales ou par les sociologues.

La plupart des études menées par différents auteurs en sciences sociales, y compris ceux mentionnés précédemment qui ont traité ce thème de recherche dans d'autres

régions, ont préféré utiliser des modèles de régression logistique. Cela est probablement dû au fait que la variable dépendante était dichotomique ou binaire, ce qui est une approche justifiée. Cependant, Mood (2010), dans son article intitulé " Logistic Regression : Why We Cannot Do What We Think We Can Do, and What We Can Do About It ", met en évidence que l'utilisation de la régression logistique peut entraîner des problèmes dans l'analyse et donc dans l'interprétation des résultats. Les estimations de la régression logistique ne se comportent pas de la même manière que celles de la régression linéaire, car elles sont affectées par les variables omises, même si ces variables ne sont pas liées aux variables indépendantes utilisées dans le modèle. En d'autres termes, les problèmes proviennent des variables non observées, ou du fait qu'il est rare de pouvoir inclure dans un modèle toutes les variables indépendantes ou explicatives qui influent sur un résultat.

En effet, Mood (2010) souligne trois conséquences importantes : premièrement, l'interprétation des rapports de cotes (RC) peut être biaisée en raison de l'hétérogénéité non observée, qui comprend des variables de contrôle non mesurées, mesurables mais non prises en compte, ou simplement exclues du modèle (i) ; deuxièmement, il s'avère compliqué de comparer rapports de cotes entre des modèles qui comportent différentes variables indépendantes, car l'hétérogénéité non observée peut varier d'un modèle à l'autre (ii) ; troisièmement, comparer les rapports de cotes entre les échantillons, les groupes au sein des échantillons ou dans le temps pose un problème, même lorsque les modèles utilisent les mêmes variables indépendantes, car l'hétérogénéité non observée peut varier entre les échantillons, les groupes ou les périodes temporelles considérés (iii).

Étant donné que nous prévoyons de comparer plusieurs modèles d'analyse, notamment entre le groupe de femmes ayant subi une coercition reproductive et celui de leurs homologues n'ayant pas subi cette coercition, il est justifié d'utiliser des modèles de probabilité linéaire pour remédier aux problèmes mentionnés précédemment et ainsi éviter les biais d'interprétation. Toutefois, il convient de noter que cette approche présente également certains problèmes ou inconvénients, comme l'auteur nous en a avertis préalablement. Le premier problème, c'est le fait que les estimations de la probabilité soient supérieures à 1 ou inférieures à 0, ce qui est évidemment absurde. Toutefois, l'auteur précise que ce n'est pas une préoccupation majeure, sauf si le

problème se répète fréquemment dans le modèle. Mood met en évidence un deuxième problème, à savoir le risque d'hétéroscédasticité. L'utilisation de la méthode des moindres carrés ordinaires pour estimer les coefficients dans une régression linéaire repose sur l'hypothèse d'homoscédasticité, qui suppose que la variance des erreurs est constante pour toutes les observations. Enfin, le troisième problème concerne la forme que peut prendre le modèle. Normalement, un modèle de régression linéaire est supposé suivre une forme de droite, mais avec une variable binaire, cela peut ne pas être le cas. Cependant, si notre objectif ou l'objectif de la recherche est de comprendre la signification d'une estimation ou d'un effet plutôt que de s'inquiéter de la non-linéarité, la régression peut être considérée comme appropriée.

3.4.2. Modèle de régression linéaire

L'objectif de la régression multiple est d'identifier et d'expliquer un lien éventuel de cause à effet entre des variables métriques (Ghewy, 2010). En sciences sociales, cette méthode d'analyse est fréquemment employée pour évaluer l'influence d'une variable indépendante sur une variable dépendante, tout en prenant en compte ou en contrôlant les effets d'autres variables indépendantes (Schoumaker, 2013). De plus, l'intérêt de cette analyse réside dans le fait qu'elle met en évidence le poids relatif de chaque variable explicative dans l'explication du comportement de la variable à expliquer (Ghewy, 2010).

Le principe de l'analyse en régression linéaire multiple demeure entièrement similaire à celui de la régression linéaire simple (Ancelle, 2017). La régression linéaire multiple étend la régression linéaire simple en considérant simultanément plusieurs variables indépendantes ou explicatives X_p (Schoumaker, 2013). Ce modèle se représente mathématiquement comme suit :

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \dots + \beta_p X_p + \varepsilon$$

Y est la variable dépendante, elle est une variable quantitative.

Les variables X_p sont les variables indépendantes ou explicatives.

Les coefficients de régression partiels β_p mesurent la variation de la variable dépendante (Y) par variation d'une unité de la variable indépendante après avoir contrôlé l'effet des autres variables indépendantes du modèle.

La constante β_0 du modèle représente la valeur prédite de la variable dépendante lorsque toutes les variables explicatives sont égales à 0.

Enfin, ε est le terme d'erreur, aussi appelé résidu. Il est égal à la différence entre Y , la valeur observée de la variable, et $\hat{Y}$, la valeur prédite par le modèle.

En ce qui concerne l'interprétation d'un coefficient de régression dans une régression multiple, cela devient un peu plus complexe que dans une régression simple. Il représente la variation de la variable dépendante pour une unité de variation de la variable indépendante, tout en maintenant les autres variables indépendantes constantes, toutes choses égales par ailleurs (Schoumaker, 2013).

3.4.3. Choix méthodologiques

Dans cette section, nous présentons les méthodes employées pour répondre aux objectifs à la fois descriptifs et explicatifs de ce travail dont les résultats de recherche seront présentés dans le chapitre 4.

L'analyse comprendra à la fois des méthodes univariées, bivariées et multivariées. Tout d'abord, les caractéristiques sociodémographiques des participants seront décrites à l'aide de statistiques descriptives, comprenant les fréquences absolues et relatives, ainsi que la moyenne pour les variables discrètes. Les prévalences de la VPI et des BNS en planification familiale seront calculées, en utilisant des pourcentages et des intervalles de confiance (IC) à 95 %. Des pondérations seront appliquées pour résoudre les problèmes liés au sous-échantillonnage ou au sur-échantillonnage lors du processus de sélection de l'échantillon pendant l'enquête. En effet, conformément au protocole PMA, la variable de pondération "FQWEIGHT" sera utilisée pour ajuster les analyses de toutes les questions issues du questionnaire féminin.

Deuxièmement, pour évaluer les associations statistiques entre les variables explicatives, telles que les trois composantes de la VPI et les caractéristiques sociodémographiques, et le résultat, c'est-à-dire le besoin non satisfait, les différences seront examinées à l'aide d'une analyse bivariée avec une régression linéaire simple (effet brut), en fixant un seuil de significativité de 5 % ($p < 0,05$).

Troisièmement, les modèles de probabilité linéaire seront utilisés avec le BNS en planification familiale comme variable dépendante, la VPI sera la principale variable explicative et la coercition reproductive sera la variable d'interaction. La stratégie de

contrôle de l'interaction sera la stratification en sous-groupes pour mesurer l'effet total de la variable d'intérêt sur la variable dépendante. Afin de contrôler le biais, ces modèles seront ensuite ajustés en fonction d'éventuels facteurs de confusion : niveau d'instruction de la femme et de son partenaire, religion, quintile de richesse, statut professionnel de la femme, âge de la femme, parité et province de résidence. Les effets fixes (mesures d'association), exprimés sous forme de coefficients ajustés avec des intervalles de confiance (IC) à 95%, estiment les associations entre les différentes composantes de la variable indépendante et la variable dépendante. La signification statistique sera déterminée par une p-valeur inférieure ou égale à 0,05 (5%).

Au total, 15 modèles seront ajustés en plus des modèles bruts, dont l'objectif est de montrer l'effet brut de chaque composante de la VPI séparément sur la variable dépendante. L'objectif est d'observer comment cet effet se modifierait après ajustement du modèle par d'autres facteurs ou variables.

Le premier modèle examine l'effet de la variable indépendante (VPI globale) sur la variable dépendante après avoir contrôlé toutes les variables de contrôle. L'objectif est d'observer la variation de cet effet une fois que le modèle est ajusté pour tenir compte de tous les facteurs de confusion identifiés (voir point 3.3.4). En effet, si l'effet disparaît/change lorsqu'on ajoute les variables de contrôle, cela suggère que la relation entre les deux variables est fictive/partiellement. En revanche, si la relation persiste, cela indique qu'elle est robuste, ou que la variable explicative agit de manière indépendante sur la variable expliquée.

Ensuite, notre échantillon sera divisé en deux sous-groupes ou sous-échantillons : les femmes ayant subi une coercition reproductive et celles n'en ayant pas subi. Ainsi, dans les Modèles 2 et 3, les mêmes analyses que celles effectuées dans le Modèle 1 seront répétées pour chacun des sous-groupes. L'objectif est de comparer les résultats entre les deux sous-groupes de l'échantillon afin d'observer si l'effet de la VPI globale sur les besoins non satisfaits varie de manière similaire tout en contrôlant les biais de confusion, selon la présence ou l'absence de coercition reproductive. De plus, cette approche nous permet également d'explorer si la VPI et la CR interagissent pour déterminer les risques de BNS en planification familiale.

D'autres modèles seront présentés pour chacune des composantes de VPI en suivant la même logique que les précédents, c'est-à-dire qu'on aura 3 modèles pour chaque

composante, selon que l'échantillon soit constitué de toutes les femmes, seulement les femmes ayant subi une coercition ou seulement des femmes qui n'ont pas subi de coercition reproductive. Dans ce cas, nous utiliserons séparément la variable "violence sexuelle", la variable "violence physique" et la variable "violence émotionnelle" comme des principales variables indépendantes, contrairement à la "violence globale" qui comprend trois composantes.

Enfin, cette même logique sera de nouveau exploitée, donc trois modèles pour chaque échantillon (3 échantillons au total), en incluant cette fois-ci toutes les 3 composantes de VPI dans les modèles comme des variables indépendantes. Par conséquent, cette stratégie nous permettra de voir l'effet net de chacune de ces composantes ou de voir comment chaque composante peut être associée de manière indépendante à la variable dépendante qui est les besoins non satisfaits en planification familiale.

En dépit du plan d'analyse proposé, il est important de noter que le type de données utilisées ne nous permet pas d'affirmer avec certitude que la cause (variable indépendante) a nécessairement précédé l'effet (variable dépendante) dans le temps. En effet, cette condition d'antériorité temporelle n'est pas toujours facile à établir avec des données d'enquêtes transversales (Masuy-Stroobant, 2013). Dans ces conditions, cette analyse suggère l'hypothèse de la présomption causale ; par conséquent, nous parlerons plutôt d'une association au lieu d'une causalité.

Les analyses seront effectuées à l'aide des logiciels Stata 18. Étant donné que nous utilisons la régression multiple ou le modèle de probabilité linéaire dans ce cas, lors de l'interprétation des résultats, nous parlerons en termes de "points de pourcentage", ce qui signifie que nous analyserons la différence en nombre de points de pourcentage entre la modalité d'intérêt et la modalité de référence. De plus, tous les modèles statistiques seront précédés par un test d'hétéroscédasticité (*Breusch–Pagan/Cook–Weisberg test for heteroskedasticity*) en utilisant la fonction "hettest" sur Stata. L'hypothèse nulle est que tous les coefficients de la régression des résidus au carré sont nuls, ce qui signifie qu'il y a homoscedasticité. En cas de rejet de l'hypothèse nulle, on pourra conclure que le modèle est hétéroscédastique. Par conséquent, il sera important d'ajouter la fonction "robust" à la fin de la commande de régression linéaire sur Stata (Ouellet, Belley-Ferris & Leblond, 2005).

CHAPITRE 4 : RÉSULTATS

Ce chapitre est consacré à la présentation des résultats des analyses effectuées dans le cadre de cette étude. Nous commencerons par décrire les caractéristiques de notre échantillon, présenter les résultats des analyses univariées et bivariées, puis nous examinerons les résultats des différents modèles d'analyse. Nous nous concentrerons sur les principales variables d'intérêt et leurs associations avec les besoins non satisfaits en planification familiale.

4.1. Analyses univariées

Dans cette section, nous présentons les résultats des analyses univariées. Dans un premier temps, nous décrivons les différentes caractéristiques des individus de l'échantillon retenu pour cette étude. Ensuite, nous fournissons une description de l'ampleur des principaux phénomènes étudiés : la prévalence de la violence conjugale, de la coercition reproductive, ainsi que des besoins non satisfaits en planification familiale parmi les femmes en union.

4.1.1. Caractéristiques de l'échantillon

L'âge moyen des répondants était de 32,9 ans. Les résultats présentés dans le **Tableau 2** montrent qu'environ trois quarts (74,4 %) des participants avaient atteint le niveau d'études secondaire ou supérieur au moment de l'enquête, tandis que près d'un quart (25,6 %) de leurs homologues avaient au maximum un niveau d'études primaire. La grande majorité (87,9 %) des femmes qui ont répondu à ce module vivent avec un partenaire ayant un niveau d'éducation secondaire ou supérieur, tandis qu'un faible pourcentage (12,1 %) d'entre elles ont un conjoint moins instruit. En ce qui concerne la religion, près de 4 participants sur 10 (39,4 %) appartiennent à la catégorie "autres chrétiens". Tandis qu'il n'y a pas une grande différence entre les chrétiens catholiques et les protestants, avec respectivement 15,9 % et 15,5 %. Une proportion presque similaire a été observée chez ceux appartenant à d'autres religions (14,8 %). Cependant, les proportions les plus faibles ont été observées chez les personnes sans religion (7,0 %) et celles appartenant à l'église kimbanguiste (6,3 %).

Comme attendu, la répartition de la population étudiée par rapport au quintile de richesse semble être proportionnellement distribuée, car ces proportions varient autour de 20 % pour chacune des catégories. Par ailleurs, on peut observer que moins de la

moitié (47,9 %) des répondants ont exercé un travail rémunéré en dehors de leur propre travail ménager au cours des 12 derniers mois précédant l'enquête.

Tableau 2 Caractéristiques sociodémographiques des femmes en union âgées de 15 – 49 ans résidentes dans la province de Kinshasa et de Kongo Central

Caractéristique	Effectif (n)	Pourcentage (%) ^a
Province ou région de résidence (n=1387)		
Kinshasa	703	49,7
Kongo central	684	50,3
Religion (n=1387)		
Sans religion	85	7,0
Catholique	222	15,9
Protestante	225	15,5
Kimbaguiste	84	6,3
Autres chrétiens	543	39,4
Autres religions	210	14,8
Manquants	18	1,0
Quintile de richesse (n=1386)		
Le plus bas	251	19,9
Second	263	20,0
Moyen	259	20,0
Quatrième	296	20,6
Le plus élevé	317	19,5
Instruction de la femme (n=1387)		
Non fréquenté / Primaire	320	25,6
Secondaire ou supérieur	1067	74,4
Instruction du partenaire (1387)		
Non fréquenté / Primaire	143	12,1
Secondaire ou supérieur	1244	87,9
Parité ou nombre d'enfants (1387)		
Nullipare	75	5,5
1 à 2 enfants	482	33,2
3 à 4 enfants	459	33,2
5 enfants et plus	371	28,1
Âge (en groupe) (1387)		
15 – 24	234	15,8
25 – 34	571	41,7
35 – 49	582	42,4
Statut d'emploi au cours des 12 derniers mois (1387)		
N'a pas travaillé au cours des 12 derniers mois	707	51,9
A travaillé au cours des 12 derniers mois	677	47,9
Données manquantes	3	0,2

^a Pourcentage pondéré

Une autre caractéristique des répondants concerne la parité ou le nombre d'enfants. Les résultats du **Tableau 2** ci-dessus montrent que la proportion des répondants ayant 1 à 2 enfants est de 33,2 %, tandis que la même proportion a été observée chez les femmes qui ont 2 à 3 enfants. En outre, près de 3 femmes sur 10 (28,1 %) avaient au moins 5 enfants. Cependant, une frange non négligeable de femmes étaient nullipares, soit 5,51 %. Enfin, en ce qui concerne la province de résidence, on remarque que les deux provinces ont quasiment la même part de l'échantillon, soit 50,3 % pour le Kongo central et 49,7 % pour la province de Kinshasa.

4.1.2. Prévalence de la violence conjugale, de la coercition reproductive et des besoins non satisfaits en planification familiale chez les femmes en union

Le **Tableau 3** résume la prévalence de la violence conjugale, de la coercition reproductive et des besoins non satisfaits en planification familiale au cours des 12 derniers mois qui ont précédé l'enquête chez les femmes en union en âge de procréation.

Globalement, un peu plus de 3 femmes sur 10 (32,5 %) ont été victimes d'une violence perpétrée par leur partenaire ou conjoint, quelle que soit la forme de la violence : physique, sexuelle ou émotionnelle au cours des 12 derniers mois, tandis que près d'une femme sur cinq (19,3 %) a été victime de violence sexuelle et/ou de violence physique. Les résultats désagrégés selon le type ou la forme de violence subie par la victime, dans ce cas la femme, montrent qu'un peu plus d'une femme sur quatre (25,8 %) a été victime de violence émotionnelle. Pour ce qui est de la violence sexuelle et de la violence physique, on observe dans ce tableau que la prévalence de ces deux formes de violence est presque identique, respectivement 12,2 % pour la violence physique et 12,5 % pour la violence sexuelle.

En ce qui concerne la coercition reproductive, on constate qu'un peu plus d'une femme sur dix (11,3 %) a été victime d'une coercition reproductive, impliquant la coercition à la grossesse et/ou la coercition à la contraception.

Par ailleurs, en ce qui concerne la prévalence des besoins non satisfaits, les résultats présentés dans le **Tableau 3** montrent que 21,6 % des femmes en union sexuelle ont des besoins non satisfaits en planification familiale, dont 17,1 % parmi les femmes ayant

des besoins non satisfaits en espacement des naissances, contre 4,6 % parmi les femmes ayant des besoins non satisfaits en limitation des naissances.

Tableau 3 Prévalence de la violence conjugale, de la coercition reproductive et des besoins non satisfaits en planification familiale chez les femmes en union au cours des 12 derniers mois qui ont précédé l'enquête

Variable	N	Effectif (n)	Percentage (%) ^a	CI95 %
VIOLENCE CONJUGALE				
Ont été victimes de n'importe quelle violence conjugale au cours des 12 derniers mois de la part de leur partenaire	1387	463	32,5	(29,69 – 35,41)
Ont été victimes de violence conjugale (physique et/ou sexuelle) au cours des 12 derniers mois de la part de leur partenaire	1387	289	19,3	(17,04 – 21,74)
Ont été victimes de violence physique au cours des 12 derniers mois de la part de leur partenaire	1387	183	12,2	(10,40 – 14,29)
Ont été victimes de violence sexuelle au cours des 12 derniers mois de la part de leur partenaire	1387	185	12,5	(10,37 – 14,22)
Ont été victimes de violence émotionnelle au cours des 12 derniers mois de la part de leur partenaire	1387	361	25,8	(23,22 – 28,55)
COERCITION REPRODUCTIVE				
Ont subi une coercition reproductive au cours des 12 derniers mois de la part de leur partenaire	1386	165	11,3	(9,57 – 13,41)
BESOIN EN PLANIFICATION FAMILIALE				
Femmes ayant des besoins non satisfaits en planification familiale (total)	1387	298	21,6	(19,24 – 24,27)
Femmes ayant des besoins non satisfaits en limitation des naissances	1387	61	4,6	(3,42 – 6,11)
Femmes ayant des besoins non satisfaits en espacement des naissances	1387	237	17,1	(14,92 – 19,45)

^a Pourcentage pondéré

4.2. Analyses bivariées : modèles bruts

Cette section analyse les associations entre les différents facteurs retenus (variable indépendante, variable d'interaction et variables de contrôle) et les besoins non satisfaits en planification familiale. Cela se fait à partir des analyses bivariées en calculant les coefficients à 95 % d'intervalle de confiance et le p-valeur. De plus, cette analyse permet d'étudier l'effet qu'a chacune des variables sur la variable dépendante quand aucune autre variable n'entre dans le modèle. En effet, le **Tableau 4** présente les effets bruts des différentes composantes de la VPI sur les besoins non satisfaits en planification familiale, ainsi que l'effet de la coercition reproductive sur les besoins non satisfaits en planification familiale. Tandis que le **Tableau 5** présente les effets bruts des différents facteurs sociodémographiques (variables de contrôle) des participants sur les besoins non satisfaits en planification familiale. En plus, ces tableaux présentent aussi la prévalence des besoins non satisfaits en planification familiale selon les catégories de chacune des variables incluses dans l'analyse.

Tableau 4 Analyses bivariées : Association entre les différentes composantes de la VPI, la coercition reproductive et les besoins non satisfaits en planification familiale

	Besoin non satisfait	Modèles bruts (Modèle 0)		
	N (%) ^a	Coefficient	IC95%	P-valeur
A subi une VPI quelconque (physique et/ou sexuelle et/ou émotionnelle)				
Non	186 (20,3)	Réf.	-	-
Oui	112 (24,4)	0,04	(-0,01 ; 0,09)	0,141
A subi une violence physique et/ou sexuelle				
Non	213 (19,4)	Réf.	-	-
Oui	85 (30,9)	0,11	(0,04 ; 0,18)	0,001
A subi une violence physique				
Non	247 (20,8)	Réf.	-	-
Oui	51 (27,6)	0,06	(-0,00 ; 0,14)	0,086
A subi une violence sexuelle				
Non	241 (19,8)	Réf.	-	-
Oui	57 (35,0)	0,15	(0,06 ; 0,23)	<0,001
A subi une violence émotionnelle				
Non	225 (22,2)	Réf.	-	-
Oui	73 (20,0)	-0,02	(-0,07 ; 0,03)	0,443
A subi une coercition reproductive				
Non	253 (20,3)	Réf.	-	-
Oui	44 (30,9)	0,10	(0,01 ; 0,19)	0,020

^a Pourcentage pondéré

Tableau 5 Analyses bivariées : Association entre les différents facteurs sociodémographiques des participants et les besoins non satisfaits en planification familiale

	Besoin non satisfait	Modèles bruts (Modèle 0)		
	N (%) ^a	Coef.	IC95%	P-valeur
Niveau d'éducation du couple				
Bas – Bas	39 (35,0)	Réf.	-	-
Haut – Haut	198 (19,3)	-0,15	(0,26 ; 0,05)	0,004
Femme est plus instruite que l'homme	10 (33,5)	-0,15	(-0,22 ; 0,19)	0,884
Femme est moins instruite que l'homme	51 (22,3)	-0,12	(-0,24 ; -0,00)	0,036
Religion				
Sans religion	21 (25,1)	Réf.	-	-
Catholique	44 (18,9)	-0,06	(-0,18 ; 0,06)	0,328
Protestante	55 (26,5)	0,01	(-0,11 ; 0,14)	0,840
Kimbanguiste	21 (28,3)	0,03	(-0,12 ; 0,18)	0,693
Autres chrétiens	99 (17,3)	-0,07	(-0,19 ; 0,03)	0,186
Autres religions	54 (27,2)	0,02	(-0,10 ; 0,15)	0,752
Manquants	4 (13,2)	-0,11	(-0,31 ; 0,07)	0,220
Statut d'emploi (12 derniers mois)				
N'a pas travaillé	185 (26,4)	Réf.	-	-
A travaillé	111 (16,3)	-0,10	(-0,15 ; -0,05)	<0,001
Quintile de richesse				
Le plus bas	69 (26,3)	Réf.	-	-
Le second	64 (23,8)	-0,02	(-0,11 ; 0,06)	0,561
Moyen	61 (23,3)	-0,02	(-0,11 ; 0,05)	0,489
Quatrième	61 (20,7)	-0,05	(-0,13 ; 0,02)	0,187
Le plus élevé	42 (13,9)	-0,12	(-0,20 ; -0,04)	0,003
Province ou région de résidence				
Kinshasa	129 (17,4)	Réf.	-	-
Kongo Central	169 (25,8)	0,08	(0,03 ; 0,13)	0,001
Parité ou nombre d'enfants				
Nullipare	16 (17,5)	Réf.	-	-
1 à 2 enfants	93 (18,6)	0,01	(-0,08 ; 0,10)	0,830
3 à 4 enfants	97 (23,9)	0,06	(-0,03 ; 0,16)	0,214
5 enfants et plus	92 (23,4)	0,05	(-0,04 ; 0,16)	0,257
Age (en groupe)				
15-24	69 (29,2)	Réf.	-	-
25-34	124 (22,6)	-0,06	(-0,14 ; 0,01)	0,089
35-49	105 (17,9)	-0,11	(-0,18 ; -0,03)	0,003

^a Pourcentage pondéré

Réf. : Modalité de référence

4.2.1. Proportion des femmes ayant des besoins non satisfaits en planification familiale selon les catégories des variables retenues

Les résultats présentés dans le **Tableau 4** indiquent que la prévalence des besoins non satisfaits est très élevée chez les femmes ayant subi une expérience de violence conjugale. En effet, elle s'élève à 24,3 % parmi celles ayant été victimes de toute forme de VPI, contre 20,4 % parmi celles n'ayant pas subi de VPI. Cette prévalence des BNS augmente à 30,9 % chez les femmes ayant connu une VPI sexuelle et/ou physique, contre 19,4 % pour celles sans expérience de ces dernières.

L'analyse selon le type de VPI révèle une prévalence nettement plus élevée des BNS parmi les femmes ayant été victimes de violence sexuelle (35 %), comparativement à celles n'ayant pas subi de VPI sexuelle (19,8 %). De même, la proportion de femmes présentant des besoins non satisfaits est estimée à 27,6 % chez celles ayant subi une VPI physique, contre 20,8 % chez celles n'ayant pas subi de VPI physique. Cependant, en ce qui concerne la prévalence des BNS selon l'expérience de VPI émotionnelle, on observe plutôt une prévalence plus faible parmi les femmes ayant subi une VPI émotionnelle (20,0 %) par rapport à celles qui n'en ont pas été victimes (22,2 %).

Par ailleurs, parmi les femmes ayant subi une coercition reproductive, 3 sur 10 (30,9 %) présentent des BNS, tandis que ce chiffre s'élève à 2 sur 10 (20,3 %) parmi celles n'ayant pas subi de coercition reproductive (cf. **Tableau 4**).

Les résultats présentés dans le **Tableau 5** montrent que la prévalence des besoins non satisfaits (BNS) varie selon les caractéristiques sociodémographiques des participants. Parmi les couples homogames avec un niveau d'instruction bas, ainsi que parmi ceux où la femme est plus instruite que son conjoint, on observe une prévalence élevée des BNS, respectivement de 35,0 % et de 33,5 %. En revanche, parmi les couples où la femme est moins instruite, ainsi que parmi ceux vivant dans une homogamie éducative de niveau élevé (haut-haut), cette prévalence varie autour de 1 sur 5, soit respectivement 22,3 % et 19,3 %.

Concernant la religion, la majorité des femmes appartenant à différentes confessions religieuses présentent des BNS. Les chiffres indiquent que plus d'une femme sur quatre en a, soit 28,3 % parmi les Kimbanguistes, 27,2 % parmi celles des autres religions, 26,5 % parmi les protestantes et 25,1 % parmi celles sans religion. En revanche, une

prévalence moins élevée est observée parmi les catholiques (18,9 %) et parmi les autres chrétiens (églises de réveil, etc.) avec 17,3 %.

Les résultats selon le statut d'emploi montrent une prévalence des BNS plus faible (16,3 %) parmi les femmes ayant travaillé ou exercé un emploi rémunéré au cours des 12 derniers mois, par rapport à celles n'ayant pas travaillé au cours de cette période, où une prévalence de BNS dépassant le quart (1/4) est observée, soit 26,4 %.

En ce qui concerne le quintile de richesse du ménage, la prévalence des BNS diminue à mesure que le quintile de richesse augmente. Elle est plus élevée parmi les femmes du quintile le plus bas (26,3 %), suivi de 23,8 % et 23,3 % respectivement parmi celles du deuxième et du troisième quintile (moyen), puis 20,7 % parmi celles du quatrième quintile. En revanche, la prévalence la plus faible est observée parmi les femmes du quintile le plus élevé, avec 13,9 %.

Les résultats désagrégés selon la province de résidence indiquent une proportion très élevée des femmes ayant des BNS parmi celles vivant dans la province du Kongo central, avec une prévalence de 25,8 %, contre 17,4 % parmi celles vivant dans la ville province de Kinshasa.

En ce qui concerne la prévalence des besoins non satisfaits par rapport à la parité, on constate généralement une augmentation de la prévalence avec le nombre d'enfants. Ainsi, la prévalence de BNS est de 17,5 % parmi les nullipares, puis de 18,6 % parmi les femmes ayant un ou deux enfants. Elle augmente ensuite à près d'un quart parmi celles ayant 3 à 4 enfants (23,9 %) et parmi celles ayant 5 enfants et plus (23,4 %).

Enfin, en analysant la prévalence des BNS selon l'âge de la femme, on remarque à partir des résultats du **Tableau 5** une diminution de la prévalence à mesure que l'âge augmente, indiquant une prévalence plus élevée parmi les plus jeunes par rapport aux plus âgées. En effet, une prévalence plus élevée de 29,2 % est observée parmi les femmes de 15 à 24 ans, contre 22,6 % parmi les jeunes femmes âgées de 25 à 34 ans. En revanche, le niveau le moins élevé de prévalence des BNS est observé parmi les femmes d'âge moyen, celles âgées de 34 à 49 ans.

4.2.2. Effets bruts

La première analyse concerne l'effet de la violence conjugale totale (3 composantes de VPI ensemble) sur les besoins non satisfaits en planification familiale. À partir des résultats du **Tableau 4** on peut établir qu'il n'y a pas d'association entre les deux variables ($p>0,05$). Cependant, lorsqu'on ne considère que deux composantes (sexuelle et physique) ensemble, on observe une association statistiquement significative ($p<0,05$). En effet, on peut observer que la probabilité d'avoir les besoins non satisfaits est de 11 points de pourcentage chez les femmes qui ont été victimes de violence sexuelle et/ou physique par rapport aux femmes qui n'ont pas subi de violence sexuelle et/ou physique. Une analyse des composantes individuelles de la VPI suggère qu'il n'existe pas d'association entre la VPI physique ou la VPI émotionnelle et les besoins non satisfaits, avec des valeurs de p supérieures à 5 %. En revanche, les résultats du test montrent une association statistiquement très significative ($p<0,001$) entre la VPI sexuelle et les besoins non satisfaits. Cela suggère que les femmes victimes de violence sexuelle ont une probabilité d'avoir des besoins non satisfaits en planification familiale de 15 points de pourcentage plus élevée que leurs homologues non-victimes de violence sexuelle.

Par ailleurs, en mesurant l'effet brut de la variable « coercition reproductive » sur les besoins non satisfaits, on constate que les femmes ayant subi une coercition reproductive de la part de leur partenaire ou conjoint présentent une probabilité de besoins non satisfaits de 10 points de pourcentage plus élevée que celles qui n'ont subi aucun acte de coercition reproductive.

En ce qui concerne les facteurs sociodémographiques, les résultats sont présentés dans le **Tableau 5**, premièrement, on mesure l'effet de l'éducation du couple sur les besoins non satisfaits en planification familiale. On constate qu'il y a une association statistiquement significative ($p<0,05$) entre le niveau d'instruction du couple et les besoins non satisfaits. En effet, les couples homogames sur le plan éducatif, avec un niveau d'instruction élevé, ont une probabilité de 15 points de pourcentage inférieure d'avoir des besoins non satisfaits par rapport aux couples homogames avec un niveau d'éducation bas. En revanche, les couples hétérogames où la femme est moins instruite que son conjoint ont une probabilité d'avoir des besoins non satisfaits en planification familiale inférieure de 12 points de pourcentage par rapport aux couples homogames avec un niveau d'instruction bas.

Deuxièmement, concernant l'effet du statut d'emploi de la femme sur les besoins non satisfaits en planification familiale. Les résultats présentés dans le **Tableau 5** montrent l'existence d'un lien statistiquement significatif entre le fait que la femme travaille et la probabilité de présenter des besoins non satisfaits ($p < 0,001$). Ces résultats suggèrent que les femmes qui ont exercé un travail rémunéré au cours des 12 derniers mois avaient 10 points de pourcentage de moins d'avoir les besoins non satisfaits que les femmes qui n'ont pas travaillé au cours des 12 derniers mois.

Troisièmement, nous avons identifié une relation statistiquement significative entre le quintile de richesse du ménage auquel appartient la femme et la probabilité de besoins non satisfaits en planification familiale ($p < 0,005$). Les résultats résumés dans le **Tableau 5** indiquent que la probabilité de présenter des besoins non satisfaits en planification familiale est réduite de 12 points de pourcentage pour les femmes en âge de procréer, sexuellement actives, vivant dans un ménage avec un quintile de richesse de niveau « plus élevé » par rapport à leurs homologues vivant dans un ménage avec un quintile de richesse de niveau le plus bas.

Quatrièmement, un autre facteur identifié est la région ou la province de résidence. Les résultats de ces analyses ont révélé une p-valeur inférieure à 5 % entre le fait de résider dans une province spécifique et la probabilité de présenter des besoins non satisfaits en planification familiale (cf. **Tableau 5**). En effet, les femmes résidant dans la province de Kongo central ont une probabilité plus élevée de présenter des besoins non satisfaits en planification familiale par rapport à celles vivant dans la ville province de Kinshasa. Autrement dit, le fait de vivre dans le Kongo central augmente la probabilité des besoins non satisfaits de 8 points de pourcentage par rapport à Kinshasa.

Le cinquième facteur est l'âge de la femme. S'agissant de l'âge de la femme, les résultats après analyses nous montre qu'il existe un lien statistiquement étroit ($p < 0,05$) entre l'âge de la femme et la probabilité de connaître les besoins non satisfaits en planification familiale. Par conséquent, les femmes d'âge moyen, c'est-à-dire celles dont l'âge varie entre 35 et 49 ans ont une probabilité des présenter les besoins non satisfaits en planification familiale de 11 points de pourcentage moins que les femmes de 15 à 24 ans. Cela suggère que ce sont les plus jeunes qui sont les plus affectées par ce phénomène comparé au plus âgées (cf. **Tableau 5**).

Enfin, en analysant l'effet brut de la variable "nombre d'enfants" sur les besoins non satisfaits en planification familiale, nous avons constaté qu'il n'existait aucun lien statistiquement significatif ($p>0,05$) entre le nombre d'enfants d'une femme et les besoins non satisfaits. De même pour la variable religion, aucune association n'a été observée entre la religion du chef de ménage et les besoins non satisfaits en planification familiale parmi les femmes en union.

4.3. Modèles multivariés

4.3.1. Modèles de probabilité linéaire ajustés de l'association entre la violence globale (sexuelle et/ou physique et/ou émotionnelle) et les besoins non satisfaits en planification familiale

Le **Tableau 6** résume les résultats des différents modèles examinant la relation entre la violence conjugale globale et les besoins non satisfaits, après ajustement pour tenir compte des biais de confusion tels que l'âge, le niveau d'instruction du couple, la parité, le quintile de richesse, le statut d'emploi, ainsi que la province de résidence. De plus, il prend en considération la stratification de l'échantillon en sous-groupes, comme c'est le cas avec le Modèle 2 et le Modèle 3.

4.3.1.1. Effet de la VPI globale sur les besoins non satisfaits en planification familiale

Le Modèle 1 évalue l'effet de la principale variable indépendante VPI globale, comprenant les trois composantes de VPI (sexuelle, physique et émotionnelle), sur les besoins non satisfaits après ajustement pour les variables de contrôle. Les résultats du Modèle 1 ne montrent pas d'association significative ($p>0,05$) entre la VPI globale et les besoins non satisfaits en planification familiale.

Ce constat est similaire à celui du Modèle 2 et du Modèle 3. En effet, aucune association n'a été observée entre la VPI globale et les besoins non satisfaits après stratification de l'échantillon en deux sous-groupes. Les p-valeurs de la variable VPI globale pour les deux modèles sont supérieures au seuil de significativité de 5%, comme le démontrent également les intervalles de confiance qui contiennent la valeur zéro. Par conséquent, qu'il s'agisse du sous-groupe 1, constitué des femmes qui ont subi une coercition reproductive et représentant l'échantillon du Modèle 2, ou du sous-groupe 2, constitué des femmes qui n'ont pas été victimes d'une coercition reproductive et représentant l'échantillon du Modèle 3, il n'y a pas de différences en termes de probabilité de présenter les besoins non satisfaits en planification familiale

entre les femmes victimes de VPI globale et celles qui ne sont pas victimes de VPI globale. Ce constat est également similaire à celui du modèle non ajusté.

Ainsi, ces résultats suggèrent qu'il n'y a pas d'association entre la VPI globale et les besoins non satisfaits en planification familiale.

4.3.1.2. Effet des autres variables sur les besoins non satisfaits en planification familiale

Niveau d'instruction du couple

En examinant les effets des autres variables à partir des résultats du Modèle 1 présentés dans le **Tableau 6** nous constatons une association significative entre le niveau d'instruction du couple et les besoins en planification familiale. La probabilité pour une femme de présenter des besoins non satisfaits en planification familiale diminue de 12 points de pourcentage lorsqu'elle est moins instruite que son partenaire, par rapport à une femme ayant le même niveau d'études bas que son partenaire. Cette association reste significative même après avoir pris en compte les autres variables, ce qui confirme les résultats du modèle non ajusté.

Toutefois, cet effet disparaît dans le Modèle 2 et le Modèle 3. En effet, lorsque nous analysons séparément les femmes ayant subi une coercition reproductive (Modèle 2) et celles qui n'en ont pas subi (Modèle 3), l'association entre le niveau d'instruction du couple et les besoins non satisfaits en planification devient non significative ($p > 0,05$), comme le confirment les intervalles de confiance à 95 % qui contiennent la valeur zéro, indiquant l'absence d'association.

Age de la femme

Nous avons observé un lien statistiquement significatif entre l'âge de la femme et les besoins non satisfaits en planification familiale dans le Modèle 1 : les jeunes femmes (25-34 ans) ont 8 points de pourcentage de moins de présenter des besoins non satisfaits par rapport aux femmes de 15-24 ans, tandis que les femmes d'âge moyen (35-49 ans) ont une probabilité d'avoir des besoins non satisfaits de 13 points de pourcentage de moins que les femmes de 15-24 ans. Cela suggère que la probabilité de présenter des besoins non satisfaits en matière de planification familiale diminue avec l'âge de la femme.

Cependant, l'analyse stratifiée en fonction de la coercition reproductive donne des résultats différents. Il n'existe aucun effet de l'âge sur les besoins non satisfaits lorsque

la femme est victime d'une coercition reproductive (Modèle 2), car cette dernière semble absorber le lien identifié dans les modèles précédents (Modèle 1 et Modèle 0). De même, des résultats similaires sont observés dans le Modèle 3 en l'absence de coercition reproductive, car dans ce modèle, on peut observer qu'en l'absence de coercition reproductive, les femmes d'âge moyen (34-49 ans) voient leur probabilité de présenter des besoins non satisfaits diminuer davantage de 14 points de pourcentage par rapport aux femmes de 15 à 24 ans.

Parité ou nombre d'enfants

Tout comme dans le modèle brut (Modèle 0), aucune association statistiquement significative n'a été observée entre le nombre d'enfants d'une femme et les besoins non satisfaits en planification familiale ($p > 0,05$) dans le Modèle 1. Cependant, cette association devient très significative en présence de coercition reproductive (cf. Modèle 2). Ainsi, pour ce sous-groupe de femmes, la probabilité de présenter des besoins non satisfaits en planification familiale augmente considérablement avec le nombre d'enfants qu'elles ont. Les femmes ayant 1-2 enfants ont une probabilité de présenter des besoins non satisfaits de 32 points de pourcentage de plus que les nullipares, tandis que cette probabilité augmente à 45 points de pourcentage pour celles ayant 3-4 enfants, et atteint 48 points de pourcentage chez celles ayant 5 enfants ou plus, par rapport aux nullipares.

Cependant, ces résultats ne sont pas observés dans le sous-groupe de femmes n'ayant pas subi de coercition reproductive (Modèle 3), car la valeur p dépasse le seuil de 5%.

Quintile de richesse

En ce qui concerne l'impact du quintile de richesse sur les besoins non satisfaits en planification familiale, il est important de noter que l'association entre ces deux variables se manifeste uniquement en présence de coercition reproductive, comme le montrent les résultats des trois modèles (cf. **Tableau 6**). Les résultats du Modèle 2, qui incluent les femmes ayant subi une coercition reproductive, révèlent que les femmes vivant dans des ménages du quatrième quintile de richesse sont moins susceptibles de présenter des besoins non satisfaits, avec une probabilité réduite de 28 points de pourcentage par rapport à celles vivant dans des ménages du quintile de richesse le plus bas. Ce constat est similaire à celui du modèle brut. Cela suggère que plus le

ménage appartient à une classe de richesse élevée, moins la femme risque de présenter des besoins non satisfaits en planification familiale.

Cependant, dans les deux autres modèles (Modèle 1 et Modèle 3), qui englobent respectivement l'ensemble de l'échantillon de femmes et uniquement celles n'ayant pas subi de coercition reproductive, aucune association significative n'est observée, avec une valeur p supérieure à 5%.

Statut d'emploi

L'activité professionnelle de la femme semble avoir un impact sur les besoins en planification familiale, comme le montrent les résultats des modèles 1 et 3, tout comme dans le modèle non ajusté. Dans le Modèle 1, les femmes qui ont exercé un emploi rémunéré autre que les tâches ménagères au cours des 12 derniers mois étaient moins susceptibles de présenter des besoins non satisfaits que celles qui n'ont pas travaillé, avec une réduction de la probabilité de 8 points de pourcentage. Cette probabilité augmente à 9 points de pourcentage en l'absence de coercition reproductive de la part de leur partenaire, avec une p-value très significative à un seuil de 1%. Cependant, cette association n'est plus observée lorsque ces femmes sont victimes de coercition reproductive, car les résultats du Modèle 2 présentent une p-value supérieure à 5%.

Province de résidence

Bien que nous ayons observé une relation entre la province de résidence et les besoins non satisfaits dans le modèle non ajusté, aucun des trois modèles ne confirme cette relation. En d'autres termes, cette relation n'est pas stable car elle disparaît lorsque d'autres variables sont ajoutées au modèle (lorsqu'il est ajusté), avec des p-values supérieures au seuil fixé de 5 %. Par conséquent, il n'y a aucune différence en termes de probabilité de présenter des besoins non satisfaits que l'on vive dans la ville province de Kinshasa ou dans la province de Kongo Central.

Religion

Parmi toutes les autres variables incluses dans les modèles, en particulier celles sélectionnées pour contrôler les biais de confusion entre la violence conjugale globale et les besoins non satisfaits, la variable Religion est une exception. En effet, aucun des trois modèles (**Tableau 6**) y compris le modèle brut (Modèle 0), n'a montré une association statistiquement significative ($p < 0,05$) entre les deux variables.

Tableau 6 Modèles de probabilité linéaire ajustés de l'association entre la violence conjugale (sexuelle et/ou physique et/ou émotionnelle) et les besoins non satisfaits en planification familiale

	Modèle 1		Modèle 2 ^a		Modèle 3 ^b	
	Coef.	IC95%	Coef.	IC95%	Coef.	IC95%
VPI Globale (trois composantes)						
Non	Réf.		Réf.		Réf.	
Oui	0,04	(-0,01 ; 0,09)	0,10	(-0,08 ; 0,28)	0,00	(-0,04 ; 0,06)
Niveau d'éducation du couple						
Bas – Bas	Réf.		Réf.		Réf.	
Haut – Haut	-0,10	(-0,22 ; 0,00)	0,01	(-0,30 ; 0,34)	-0,11	(-0,23 ; 0,00)
Femme plus instruite que l'homme	-0,01	(-0,21 ; 0,19)	0,02	(-0,53 ; 0,58)	-0,02	(-0,25 ; 0,19)
Femme moins instruite que l'homme	-0,12**	(-0,24 ; -0,00)	-0,08	(-0,43 ; 0,25)	-0,11	(-0,23 ; 0,01)
Age (en groupe)						
15-24	Réf.		Réf.		Réf.	
25-34	-0,08**	(-0,16 ; -0,00)	-0,11	(-0,37 ; 0,13)	-0,07	(-0,15 ; 0,00)
35-49	-0,13***	(-0,22 ; -0,04)	-0,09	(-0,40 ; 0,21)	-0,14***	(-0,23 ; -0,05)
Parité ou nombre d'enfants						
Nullipare	Réf.		Réf.		Réf.	
1 à 2 enfants	0,00	(-0,09 ; 0,09)	0,32***	(0,11 ; 0,53)	-0,02	(-0,11 ; 0,07)
3 à 4 enfants	0,08	(-0,00 ; 0,18)	0,45***	(0,19 ; 0,72)	0,05	(-0,04 ; 0,15)
5 enfants et plus	0,08	(-0,01 ; 0,19)	0,48***	(0,15 ; 0,82)	0,05	(-0,05 ; 0,16)
Quintile de richesse						
Le plus bas	Réf.		Réf.		Réf.	
Le second	-0,01	(-0,09 ; 0,06)	-0,11	(-0,38 ; 0,15)	0,00	(-0,08 ; 0,09)
Moyen	-0,00	(-0,09 ; 0,07)	-0,11	(-0,38 ; 0,14)	0,02	(-0,06 ; 0,10)
Quatrième	-0,02	(-0,10 ; 0,06)	-0,28**	(-0,53 ; -0,03)	0,02	(-0,06 ; 0,11)
Le plus élevé	-0,06	(-0,15 ; 0,01)	-0,13	(-0,45 ; 0,18)	-0,04	(-0,13 ; 0,03)
Statut d'emploi (au cours des 12 mois)						
N'a pas travaillé	Réf.		Réf.		Réf.	
A travaillé	-0,08***	(-0,14 ; -0,03)	-0,02	(-0,21 ; 0,15)	-0,09***	(-0,15 ; -0,04)
Province ou région de résidence						
Kinshasa	Réf.		Réf.		Réf.	
Kongo Central	0,00	(-0,05 ; 0,07)	-0,00	(-0,23 ; 0,23)	0,01	(-0,04 ; 0,08)
Religion						
Sans religion	Réf.		Réf.		Réf.	
Catholique	-0,02	(-0,14 ; 0,10)	0,26	(-0,07 ; 0,60)	-0,05	(-0,18 ; 0,08)
Protestante	0,06	(-0,06 ; 0,18)	0,19	(-0,07 ; 0,45)	0,04	(-0,09 ; 0,18)
Kimbanguiste	0,06	(-0,08 ; 0,21)	0,09	(-0,21 ; 0,40)	0,05	(-0,11 ; 0,21)
Autres chrétiens	-0,00	(-0,12 ; 0,11)	0,21	(-0,03 ; 0,47)	-0,03	(-0,16 ; 0,09)
Autres religions	0,05	(-0,07 ; 0,18)	0,04	(-0,25 ; 0,35)	0,05	(-0,09 ; 0,19)
Manquants	-0,07	(-0,27 ; 0,13)	-0,05	(-0,39 ; 0,27)	-0,07	(-0,28 ; 0,14)

^a Echantillon constitué des femmes ayant subi une coercition reproductive

^b Echantillon constitué des femmes qui n'ont pas subi une coercition reproductive

***Significatif au seuil de 1 % (p<0,01) **Significatif au seuil de 5 % (p<0,05)

Réf. : Modalité de référence

4.3.2. Modèles de probabilité linéaire ajustés de l'association entre la violence sexuelle et les besoins non satisfaits en planification familiale

Dans cette section, nous examinons les résultats de trois modèles (Modèles 4, 5 et 6), chacun ayant un échantillon différent : le premier modèle (Modèle 4) utilise l'échantillon complet des femmes en âge de procréer, tandis que les deux autres sont constitués de sous-échantillons. Le Modèle 5 inclut uniquement les femmes ayant subi une coercition reproductive, tandis que le Modèle 6 se compose des femmes qui n'ont pas subi une coercition reproductive (cf. **Tableau 7** et **Figure 7**).

Ces modèles utilisent la violence sexuelle comme variable indépendante principale, ce qui correspond à une seule composante de la VPI. Par conséquent, nous utilisons des modèles de probabilité linéaire pour étudier la relation entre la violence sexuelle et les besoins non satisfaits en planification familiale (cf. **Tableau 7**). De plus, nous ajustons ces modèles en incluant les mêmes variables de contrôle que celles utilisées dans les sections précédentes : l'âge de la femme, la parité, le quintile de richesse du ménage, la religion du chef de ménage, le niveau d'éducation du couple, la province de résidence et le statut d'emploi de la femme.

4.3.2.1. Effet de la VPI sexuelle sur les besoins non satisfaits en planification familiale

Les résultats du Modèle 4, présentés dans le **Tableau 7**, mettent en évidence que la violence sexuelle est un prédicteur significatif des besoins non satisfaits en planification familiale, avec une relation statistiquement très significative au niveau de 1 % ($p < 0,01$). En effet, les femmes victimes de violence sexuelle de la part de leur partenaire intime présentent un risque accru de besoins non satisfaits par rapport à celles qui n'ont pas subi de violence sexuelle, avec une probabilité de besoins non satisfaits de 13 points de pourcentage plus élevée. Cette probabilité est presque doublée lorsque l'analyse est restreinte au sous-échantillon de femmes ayant subi une coercition reproductive, comme le montrent les résultats du Modèle 5 (**Figure 7**). Dans ce modèle, qui se concentre sur les femmes ayant subi une coercition reproductive, les femmes victimes de violence sexuelle ont une probabilité de besoins non satisfaits de 25 points de pourcentage plus élevée par rapport aux femmes non-victimes de violence sexuelle.

En revanche, les résultats du Modèle 6 révèlent une situation contrastée. Contrairement aux modèles précédents, aucune relation statistiquement significative ($p > 0,05$) n'est

observée entre la violence sexuelle perpétrée par un conjoint et les besoins non satisfaits en planification familiale (**Tableau 7**). Ces résultats suggèrent qu'en l'absence de coercition reproductive, l'effet de la violence sexuelle sur les besoins non satisfaits en planification familiale n'est pas observable ou disparaît.

4.3.2.2. Effet des autres variables sur les besoins non satisfaits en planification familiale

En ce qui concerne les effets des autres variables sur les besoins non satisfaits en planification familiale, nous avons observé des associations indépendantes dans les Modèles 4 et 6 entre l'âge de la femme et son statut d'emploi au cours des 12 derniers mois précédant l'enquête. Dans le Modèle 4, qui englobe l'échantillon complet des femmes, les résultats indiquent que les femmes d'âge moyen (35-49 ans) sont moins susceptibles d'avoir des besoins non satisfaits, avec une probabilité réduite de 13 points de pourcentage par rapport aux femmes de 15 à 24 ans. Cette probabilité passe à 14 points de pourcentage de moins chez les femmes d'âge moyen (35-49 ans) par rapport au groupe de 15-24 ans dans le sous-échantillon de femmes qui n'ont pas subi de coercition reproductive (Modèle 6). Cependant, aucune association significative ($p > 0,05$) n'a été trouvée entre l'âge de la femme et les besoins non satisfaits lorsqu'elle était exposée à une coercition reproductive (Modèle 5).

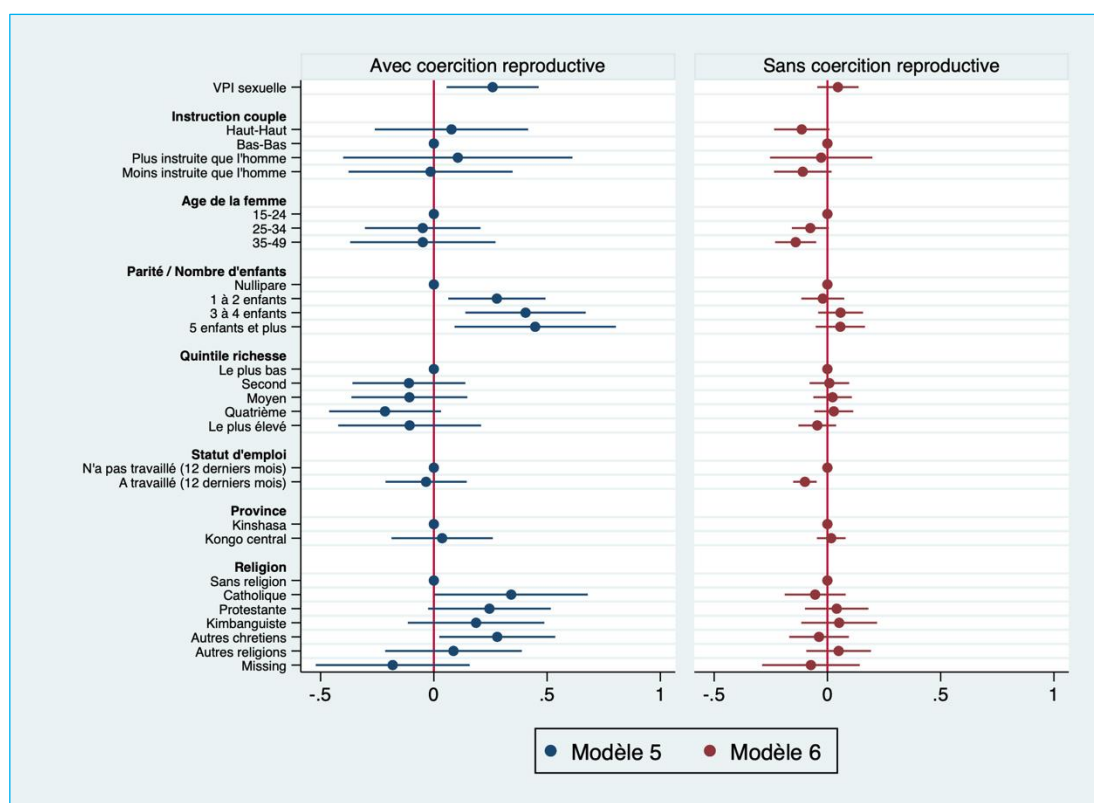
En ce qui concerne le statut d'emploi, les résultats suggèrent que le fait de travailler est un facteur protecteur contre les besoins non satisfaits en planification familiale (Modèles 4 et 6). Dans le Modèle 4, les femmes qui ont effectué un travail autre que leur propre travail ménager au cours des 12 derniers mois ont une probabilité réduite de 8 points de pourcentage par rapport à celles qui n'ont pas travaillé pendant cette période, cette probabilité passe à 9 points de pourcentage de moins dans le sous-groupe de femmes non-victimes de coercition reproductive. Cependant, cet effet disparaît lorsque la femme a été victime d'une coercition reproductive.

D'autres facteurs associés de manière indépendante aux besoins non satisfaits en planification familiale sont la parité et la religion. Cette relation n'a été confirmée que dans le Modèle 5, c'est-à-dire lorsque la femme est victime de coercition reproductive. Le nombre d'enfants a été particulièrement déterminant dans la variation de la probabilité des besoins non satisfaits chez les femmes victimes de coercition reproductive : les femmes ayant 1-2 enfants ont une probabilité plus élevée de présenter des besoins non satisfaits de 27 points de pourcentage par rapport aux

nullipares, cette probabilité passe à 40 points de pourcentage supérieure chez les femmes ayant 3-4 enfants par rapport aux nullipares et à 44 points de pourcentage chez les femmes ayant 5 enfants ou plus par rapport à celles qui n'ont pas d'enfants. De plus, être catholique augmente la probabilité des besoins non satisfaits de 34 points de pourcentage par rapport aux non-croyants ou aux personnes sans religion, tandis que les autres chrétiens ont une probabilité plus élevée de 28 points de pourcentage par rapport à celles qui n'appartiennent à aucune confession religieuse.

Par ailleurs, les variables de contrôle telles que le niveau d'éducation du couple, le quintile de richesse du ménage, la province de résidence et la religion n'ont pas été associées de manière significative à la probabilité de présenter des besoins non satisfaits en planification familiale, quel que soit le modèle utilisé, que ce soit le Modèle 4 avec un échantillon complet ou les modèles stratifiés avec les femmes victimes de coercition reproductive (Modèle 5) ou les femmes non-victimes de coercition reproductive (Modèle 6).

Figure 7 Modèles ajustés de la relation entre la VPI sexuelle et les besoins non satisfaits en planification familiale après stratification en 2 sous-groupes (avec et sans coercition reproductive)



Source : notre élaboration des données

Tableau 7 Modèles de probabilité linéaire ajustés de l'association entre la violence sexuelle et les besoins non satisfaits en planification familiale

	Modèle 4		Modèle 5 ^a		Modèle 6 ^b	
	Coef.	IC95%	Coef.	IC95%	Coef.	IC95%
VPI sexuelle						
Non	Réf.		Réf.		Réf.	
Oui	0,13***	(0,04 ; 0,22)	0,25**	(0,05 ; 0,46)	0,04	(-0,04 ; 0,13)
Niveau d'éducation du couple						
Bas – Bas	Réf.		Réf.		Réf.	
Haut – Haut	-0,09	(-0,21 ; 0,01)	0,07	(-0,26 ; 0,41)	-0,11	(-0,23 ; 0,00)
Femme plus instruite que l'homme	-0,06	(-0,21 ; 0,19)	0,10	(-0,40 ; 0,61)	-0,02	(-0,25 ; 0,19)
Femme moins instruite que l'homme	-0,11	(-0,23 ; 0,00)	-0,01	(-0,37 ; 0,34)	-0,10	(-0,23 ; 0,01)
Age (en groupe)						
15-24	Réf.		Réf.		Réf.	
25-34	-0,07	(-0,15 ; 0,00)	-0,04	(-0,30 ; 0,20)	-0,07	(-0,15 ; 0,00)
35-49	-0,13***	(-0,22 ; -0,04)	-0,04	(-0,36 ; 0,27)	-0,14***	(-0,23 ; -0,04)
Parité ou nombre d'enfants						
Nullipare	Réf.		Réf.		Réf.	
1 à 2 enfants	-0,00	(-0,09 ; 0,09)	0,27**	(0,06 ; 0,49)	-0,02	(-0,11 ; 0,07)
3 à 4 enfants	0,08	(-0,01 ; 0,17)	0,40***	(0,13 ; 0,67)	0,05	(-0,04 ; 0,15)
5 enfants et plus	0,08	(-0,02 ; 0,19)	0,44**	(0,09 ; 0,80)	0,05	(-0,05 ; 0,16)
Quintile de richesse						
Le plus bas	Réf.		Réf.		Réf.	
Le second	-0,00	(-0,09 ; 0,07)	-0,11	(-0,35 ; 0,13)	0,00	(-0,07 ; 0,09)
Moyen	0,00	(-0,07 ; 0,08)	-0,10	(-0,36 ; 0,14)	0,02	(-0,06 ; 0,10)
Quatrième	-0,00	(-0,08 ; 0,07)	-0,21	(-0,46 ; 0,03)	0,02	(-0,05 ; 0,11)
Le plus élevé	-0,05	(-0,13 ; 0,02)	-0,10	(-0,42 ; -0,20)	-0,04	(-0,12 ; 0,03)
Statut d'emploi (au cours des 12 mois)						
N'a pas travaillé	Réf.		Réf.		Réf.	
A travaillé	-0,08***	(-0,14 ; -0,03)	-0,03	(-0,21 ; 0,14)	-0,09***	(-0,15 ; -0,04)
Province ou région de résidence						
Kinshasa	Réf.		Réf.		Réf.	
Kongo Central	0,00	(-0,05 ; 0,07)	0,03	(-0,19 ; 0,26)	0,01	(-0,04 ; 0,08)
Religion						
Sans religion	Réf.		Réf.		Réf.	
Catholique	-0,02	(-0,15 ; 0,09)	0,34**	(0,03 ; 0,67)	-0,05	(-0,18 ; 0,08)
Protestante	0,05	(-0,07 ; 0,18)	0,24	(-0,02 ; 0,51)	0,04	(-0,09 ; 0,18)
Kimbanguiste	0,06	(-0,08 ; 0,21)	0,18	(-0,11 ; 0,48)	0,05	(-0,11 ; 0,21)
Autres chrétiens	-0,00	(-0,12 ; 0,11)	0,28**	(0,23 ; 0,53)	-0,03	(-0,16 ; 0,09)
Autres religions	0,05	(-0,08 ; 0,18)	0,08	(-0,21 ; 0,38)	0,04	(-0,09 ; 0,19)
Manquants	-0,07	(-0,28 ; 0,13)	-0,18	(-0,52 ; 0,15)	-0,07	(-0,28 ; 0,14)

^a Echantillon constitué des femmes ayant subi une coercition reproductive

^b Echantillon constitué des femmes qui n'ont pas subi une coercition reproductive

*** Significatif au seuil de 1 % (p<0,01) ** Significatif au seuil de 5 % (p<0,05)

Réf. : Modalité de référence

4.3.3. Modèles de probabilité linéaire ajustés de l'association entre la violence physique et les besoins non satisfaits en planification familiale

Le **Tableau 8** présente les résultats de l'analyse multivariée entre la violence physique et les besoins non satisfaits en planification familiale après avoir contrôlé les facteurs de confusion. Comme indiqué dans les sections précédentes, il s'agit d'un total de 3 modèles, soit un modèle pour chacun des échantillons (toutes les femmes, femmes ayant subi une coercition et femmes n'ayant pas subi de coercition reproductive).

4.3.3.1. Effet de la VPI physique sur les besoins non satisfaits en planification familiale

Les résultats du **Tableau 8** indiquent qu'aucune association statistiquement significative ($p > 0,05$) n'a été trouvée entre la violence conjugale physique et les besoins non satisfaits en planification familiale après ajustement des variables de contrôle, que ce soit pour l'échantillon total de femmes ou après stratification, comme on peut l'observer dans les Modèles 7, 8 et 9. Le constat similaire a été observé lors de l'analyse de l'effet brut. Par conséquent, les résultats de ces trois modèles indiquent que l'expérience de la violence physique n'a pas d'effet sur les besoins non satisfaits en planification familiale chez les femmes en union, qu'elles soient exposées à la coercition reproductive ou non.

4.3.3.2. Effet des autres variables sur les besoins non satisfaits en planification familiale

Le **Tableau 8** révèle une association statistiquement significative entre le niveau d'éducation du couple et les besoins non satisfaits en planification familiale lorsqu'on considère l'ensemble des femmes de notre échantillon (Modèle 7). En effet, les femmes moins instruites que leurs partenaires présentaient une probabilité réduite de 12 points de pourcentage par rapport à celles dont le niveau d'instruction était similaire à celui de leur partenaire (niveau bas). Cependant, cette relation disparaît après avoir stratifié l'échantillon en fonction de la variable coercition reproductive (cf. Modèles 8 et 9).

Par ailleurs, les femmes d'âge moyen (35-49 ans) étaient moins susceptibles de présenter des besoins non satisfaits, avec une probabilité inférieure de 13 points de pourcentage par rapport aux femmes de 15 à 24 ans. Cette probabilité reste inchangée lorsqu'on ne considère que les femmes n'ayant pas subi de coercition reproductive (Modèle 9). Cependant, en présence de coercition reproductive (Modèle 8), cet effet de l'âge disparaît ($p > 0,05$).

Un constat similaire a été observé pour la variable statut d'emploi de la femme. Les femmes ayant exercé un travail rémunéré au cours des 12 derniers mois présentaient un risque moindre de besoins non satisfaits que celles n'ayant pas travaillé, avec une probabilité inférieure de 9 points de pourcentage (Modèle 7) ; cette probabilité est réduite encore davantage d'un point de pourcentage supplémentaire, soit 10 points de pourcentage, lorsque les femmes ne sont pas exposées à une coercition reproductive (Modèle 9). En revanche, aucune différence statistiquement significative n'a été observée entre les femmes ayant travaillé et celles n'ayant pas travaillé lorsqu'elles étaient exposées à la coercition reproductive (Modèle 8).

En ce qui concerne la variable parité, une association statistiquement significative ($p < 0,05$) a été observée uniquement dans le sous-échantillon de femmes ayant subi une coercition reproductive (Modèle 8), contrairement aux autres échantillons (Modèles 7 et 9). En effet, les résultats suggèrent une augmentation du risque de BNS avec le nombre d'enfants : les femmes de parité 1-2 présentaient une probabilité de 34 points de pourcentage par rapport aux nullipares, cette probabilité passait à 49 points de pourcentage chez celles de parité 3-4 comparées aux nullipares, puis à 51 points de pourcentage chez les multipares ayant eu au moins cinq enfants par rapport aux nullipares.

Un autre facteur identifié a été le quintile de richesse, qui s'avère également être un facteur protecteur contre les besoins non satisfaits en planification familiale. En effet, nous avons constaté que les femmes vivant dans des ménages du quintile de richesse élevé, soit le "quatrième" quintile, étaient moins exposées au risque de besoins non satisfaits par rapport à celles vivant dans des ménages du quintile le plus bas, avec une probabilité réduite de 30 points de pourcentage. Cependant, cette réduction de risque a été observée uniquement dans la strate ayant subi une coercition (cf. Modèle 8), et non dans l'échantillon total ou dans la strate sans coercition reproductive.

Enfin, aucun effet de la province de résidence et de la religion sur les besoins non satisfaits en planification familiale n'a été observé, avec des p-valeurs supérieures au seuil de 5% dans tous les trois modèles, indépendamment de l'échantillon considéré.

Tableau 8 Modèles de probabilité linéaire ajustés de l'association entre la violence physique et les besoins non satisfaits en planification familiale

	Modèle 7		Modèle 8 ^a		Modèle 9 ^b	
	Coef.	IC95%	Coef.	IC95%	Coef.	IC95%
VPI physique						
Non	Réf.		Réf.		Réf.	
Oui	0,06	(-0,008 ; 0,14)	0,07	(-0,12 ; 0,28)	0,05	(-0,03 ; 0,13)
Niveau d'éducation du couple						
Bas – Bas	Réf.		Réf.		Réf.	
Haut – Haut	-0,10	(-0,22 ; 0,00)	0,00	(-0,31 ; 0,32)	-0,11	(-0,23 ; 0,00)
Femme plus instruite que l'homme	-0,01	(-0,22 ; 0,19)	0,03	(-0,52 ; 0,58)	-0,03	(-0,25 ; 0,19)
Femme moins instruite que l'homme	-0,12**	(-0,24 ; -0,00)	-0,10	(-0,43 ; 0,23)	-0,11	(-0,23 ; 0,01)
Age (en groupe)						
15-24	Réf.		Réf.		Réf.	
25-34	-0,08	(-0,16 ; 0,00)	-0,13	(-0,39 ; 0,12)	-0,07	(-0,15 ; 0,00)
35-49	-0,13**	(-0,22 ; -0,04)	-0,09	(-0,40 ; 0,21)	-0,13***	(-0,22 ; -0,04)
Parité ou nombre d'enfants						
Nullipare	Réf.		Réf.		Réf.	
1 à 2 enfants	-0,00	(-0,09 ; 0,09)	0,34***	(0,15 ; 0,53)	-0,02	(-0,11 ; 0,07)
3 à 4 enfants	0,08	(-0,00 ; 0,18)	0,49***	(0,22 ; 0,75)	0,05	(-0,04 ; 0,15)
5 enfants et plus	0,09	(-0,01 ; 0,19)	0,51***	(0,17 ; 0,85)	0,05	(-0,05 ; 0,16)
Quintile de richesse						
Le plus bas	Réf.		Réf.		Réf.	
Le second	-0,01	(-0,09 ; 0,07)	-0,12	(-0,39 ; 0,14)	0,00	(-0,07 ; 0,09)
Moyen	-0,00	(-0,09 ; 0,07)	-0,14	(-0,40 ; 0,12)	0,02	(-0,06 ; 0,10)
Quatrième	-0,02	(-0,10 ; 0,06)	-0,30**	(-0,54 ; -0,06)	0,02	(-0,06 ; 0,11)
Le plus élevé	-0,06	(-0,15 ; 0,01)	-0,14	(-0,46 ; 0,17)	-0,04	(-0,13 ; 0,03)
Statut d'emploi (au cours des 12 mois)						
N'a pas travaillé	Réf.		Réf.		Réf.	
A travaillé	-0,09***	(-0,14 ; -0,04)	-0,01	(-0,20 ; 0,17)	-0,10***	(-0,15 ; -0,04)
Province ou région de résidence						
Kinshasa	Réf.		Réf.		Réf.	
Kongo Central	0,00	(-0,05 ; 0,06)	-0,01	(-0,24 ; 0,21)	0,01	(-0,04 ; 0,08)
Religion						
Sans religion	Réf.		Réf.		Réf.	
Catholique	-0,02	(-0,14 ; 0,10)	0,27	(-0,06 ; 0,61)	-0,05	(-0,18 ; 0,08)
Protestante	0,05	(-0,06 ; 0,18)	0,19	(-0,06 ; 0,45)	0,04	(-0,09 ; 0,18)
Kimbanguiste	0,06	(-0,08 ; 0,22)	0,10	(-0,19 ; 0,41)	0,05	(-0,11 ; 0,21)
Autres chrétiens	-0,00	(-0,12 ; 0,11)	0,21	(-0,03 ; 0,46)	-0,03	(-0,16 ; 0,09)
Autres religions	0,05	(-0,07 ; 0,18)	0,05	(-0,24 ; 0,36)	0,05	(-0,09 ; 0,19)
Manquants	-0,07	(-0,27 ; 0,13)	-0,05	(-0,42 ; 0,30)	-0,06	(-0,28 ; 0,14)

^a Echantillon constitué des femmes ayant subi une coercition reproductive

^b Echantillon constitué des femmes qui n'ont pas subi une coercition reproductive

*** Significatif au seuil de 1 % (p<0,01) ** Significatif au seuil de 5 % (p<0,05)

Réf. : Modalité de référence

4.3.4. Modèles de probabilité linéaire ajustés de l'association entre la violence émotionnelle et les besoins non satisfaits en planification familiale

Les trois modèles présentés dans le **Tableau 9** fournissent les résultats de l'analyse de l'association entre une des composantes de la VPI, la violence émotionnelle, et les besoins non satisfaits après ajustement des modèles par les variables de contrôle.

4.3.4.1. Effet de la VPI émotionnelle sur les besoins non satisfaits en planification familiale

Comme indiqué précédemment dans le modèle brut, les résultats présentés dans le **Tableau 9** indiquent qu'aucune association statistiquement significative ($p > 0,05$) n'a été trouvée entre la violence émotionnelle et les besoins non satisfaits en planification familiale après ajustement des variables de contrôle, que ce soit pour l'échantillon total de femmes ou après stratification, comme observé dans les Modèles 10, 11 et 12.

4.3.4.2. Effet de la VPI émotionnelle sur les besoins non satisfaits en planification familiale

Pour ce qui est des effets des autres variables, qui sont toutes des variables de contrôle, nous avons globalement observé les mêmes résultats que ceux observés lors de l'association entre la VPI physique et les besoins non satisfaits (cf. **Tableau 8**). Cependant, il convient de noter une exception pour la variable niveau d'éducation du couple, qui n'est pas associée aux BNS contrairement aux résultats trouvés dans le **Tableau 8**.

En somme, une association statistiquement significative a été trouvée entre l'âge de la femme et les besoins non satisfaits, ainsi qu'entre le statut d'emploi et les besoins non satisfaits. Cependant, ces associations ont été observées uniquement dans le modèle 10 (pour l'ensemble des femmes) et le modèle 12 (pour celles qui n'ont pas subi de coercition reproductive), mais pas dans le sous-groupe ayant subi une coercition à la reproduction. D'autres facteurs associés aux besoins non satisfaits ont été la parité et le quintile de richesse du ménage, mais uniquement dans la strate ayant subi une coercition reproductive. En revanche, les variables telles que le niveau d'éducation du couple, la région de résidence et la religion n'ont pas été statistiquement associées aux besoins non satisfaits en planification familiale.

Tableau 9 Modèles de probabilité linéaire ajustés de l'association entre la violence émotionnelle et les besoins non satisfaits en planification familiale

	Modèle 10		Modèle 11 ^a		Modèle 12 ^b	
	Coef.	IC95%	Coef.	IC95%	Coef.	IC95%
VPI émotionnelle						
Non	Réf.		Réf.		Réf.	
Oui	0,05	(-0,03 ; 0,13)	-0,03	(-0,21 ; 0,13)	-0,03	(-0,08 ; 0,02)
Niveau d'éducation du couple						
Bas – Bas	Réf.		Réf.		Réf.	
Haut – Haut	-0,11	(-0,23 ; 0,00)	-0,02	(-0,35 ; 0,29)	-0,11	(-0,23 ; 0,00)
Femme plus instruite que l'homme	-0,03	(-0,25 ; 0,19)	0,03	(-0,52 ; 0,58)	-0,02	(-0,25 ; 0,20)
Femme moins instruite que l'homme	-0,11	(-0,23 ; 0,01)	-0,12	(-0,46 ; 0,22)	-0,10	(-0,23 ; 0,01)
Age (en groupe)						
15-24	Réf.		Réf.		Réf.	
25-34	-0,07	(-0,15 ; 0,00)	-0,13	(-0,39 ; 0,11)	-0,07	(-0,15 ; 0,00)
35-49	-0,13***	(-0,22 ; -0,04)	-0,11	(-0,41 ; 0,17)	-0,14***	(-0,23 ; -0,05)
Parité ou nombre d'enfants						
Nullipare	Réf.		Réf.		Réf.	
1 à 2 enfants	-0,02	(-0,11 ; 0,07)	0,37***	(0,18 ; 0,56)	-0,02	(-0,11 ; 0,07)
3 à 4 enfants	0,05	(-0,04 ; 0,15)	0,50***	(0,25 ; 0,75)	0,06	(-0,03 ; 0,15)
5 enfants et plus	0,05	(-0,05 ; 0,16)	0,52***	(0,19 ; 0,85)	0,05	(-0,04 ; 0,16)
Quintile de richesse						
Le plus bas	Réf.		Réf.		Réf.	
Le second	0,00	(-0,07 ; 0,09)	-0,13	(-0,40 ; 0,13)	0,00	(-0,08 ; 0,09)
Moyen	0,02	(-0,06 ; 0,10)	-0,12	(-0,39 ; 0,13)	0,02	(-0,06 ; 0,10)
Quatrième	0,02	(-0,06 ; 0,11)	-0,31**	(-0,55 ; -0,07)	0,02	(-0,06 ; 0,11)
Le plus élevé	-0,04	(-0,13 ; 0,03)	-0,14	(-0,45 ; 0,17)	-0,04	(-0,13 ; 0,03)
Statut d'emploi (au cours des 12 mois)						
N'a pas travaillé	Réf.		Réf.		Réf.	
A travaillé	-0,10***	(-0,15 ; -0,04)	0,02	(-0,16 ; 0,20)	-0,09***	(-0,15 ; -0,04)
Province ou région de résidence						
Kinshasa	Réf.		Réf.		Réf.	
Kongo Central	0,01	(-0,04 ; 0,08)	-0,02	(-0,25 ; 0,20)	0,01	(-0,04 ; 0,07)
Religion						
Sans religion	Réf.		Réf.		Réf.	
Catholique	-0,05	(-0,18 ; 0,08)	0,24	(-0,08 ; 0,58)	-0,05	(-0,18 ; 0,08)
Protestante	0,04	(-0,09 ; 0,18)	0,16	(-0,09 ; 0,43)	0,03	(-0,10 ; 0,18)
Kimbanguiste	0,05	(-0,11 ; 0,21)	0,08	(-0,22 ; 0,40)	0,04	(-0,11 ; 0,21)
Autres chrétiens	-0,03	(-0,16 ; 0,09)	0,19	(-0,06 ; 0,45)	-0,03	(-0,17 ; 0,09)
Autres religions	0,05	(-0,09 ; 0,19)	0,04	(-0,26 ; 0,35)	0,05	(-0,09 ; 0,19)
Manquants	-0,06	(-0,28 ; 0,14)	0,02	(-0,31 ; 0,37)	-0,07	(-0,28 ; 0,13)

^a Echantillon constitué des femmes ayant subi une coercition reproductive

^b Echantillon constitué des femmes qui n'ont pas subi une coercition reproductive

*** Significatif au seuil de 1 % (p<0,01)

** Significatif au seuil de 5 % (p<0,05)

Réf. : Modalité de référence

4.3.5. Modèles de probabilité linéaire ajustés de l'association entre la violence sexuelle, physique et émotionnelle, et les besoins non satisfaits en planification familiale

Cette section présente les résultats des modèles de probabilités linéaires suivant la même logique que les modèles précédents, avec un modèle pour chaque échantillon (3 échantillons au total). Cette fois-ci, toutes les 3 composantes de VPI sont incluses dans les modèles comme des variables indépendantes. Par conséquent, cette stratégie nous a permis d'observer l'effet net de chacune de ces composantes ou de voir comment chaque composante de VPI peut être associée de manière indépendante à la variable dépendante, qui est les besoins non satisfaits en planification familiale (cf. **Tableau 10**).

4.3.5.1. Effets des VPI : sexuelle, physique et émotionnelle sur les besoins non satisfaits en planification familiale

Les résultats résumés dans le **Tableau 10** indiquent en général que la violence sexuelle et la violence émotionnelle sont associées de manière indépendante aux besoins non satisfaits en planification familiale, contrairement à la violence physique, pour laquelle la p-valeur est supérieure au seuil fixé de 5%. En effet, le Modèle 13 indique que les femmes ayant subi une violence sexuelle perpétrée par leur partenaire intime ont une probabilité de 13 points de pourcentage supérieure par rapport à celles qui n'ont pas subi de violence sexuelle. Cette probabilité double lorsque ces femmes subissent également une coercition reproductive, atteignant ainsi une probabilité de 28 points de pourcentage de plus par rapport aux femmes n'ayant pas subi de violence sexuelle (cf. Modèle 14). La relation entre ces deux variables disparaît lorsque les femmes ne subissent pas de coercition reproductive (Modèle 15).

D'autre part, les femmes ayant subi une violence émotionnelle présentent une probabilité de 6 points de pourcentage de moins par rapport à celles non exposées à cette forme de violence. Après stratification de l'échantillon, la même probabilité a été observée en l'absence de coercition reproductive (Modèle 15), tandis qu'aucune association n'a été trouvée en présence de coercition reproductive (Modèle 14).

En revanche, aucune association statistiquement significative ($p > 0,05$) n'a été observée entre la violence physique et les besoins non satisfaits en planification familiale, quel que soit l'échantillon et/ou les modèles.

4.3.5.2. Effets des autres variables sur les besoins non satisfaits en planification familiale

Parmi les facteurs associés identifiés dans ces analyses, nous avons trouvé plusieurs variables significatives, dont l'âge de la femme, la parité, le statut d'emploi et la religion, selon le modèle proposé ou l'échantillon (cf. **Tableau 10**).

En ce qui concerne l'âge, les femmes d'âge moyen (34-49 ans) sont moins susceptibles d'avoir des besoins non satisfaits en planification familiale que les femmes de 15-24 ans. Cette probabilité est de 12 points de pourcentage de moins chez les femmes d'âge moyen (34-49 ans) comparée aux femmes de 15 à 24 ans. L'analyse après stratification indique une probabilité réduite de besoins non satisfaits, soit 13 points de pourcentage de moins chez les femmes d'âge moyen (35-49 ans) comparée à celles de 15-24 ans, dans la strate qui n'a pas d'expérience de coercition reproductive (Modèle 15), tandis que cet effet de l'âge sur les besoins non satisfaits disparaît lorsqu'on ne considère que les femmes qui ont subi une coercition reproductive (Modèle 14).

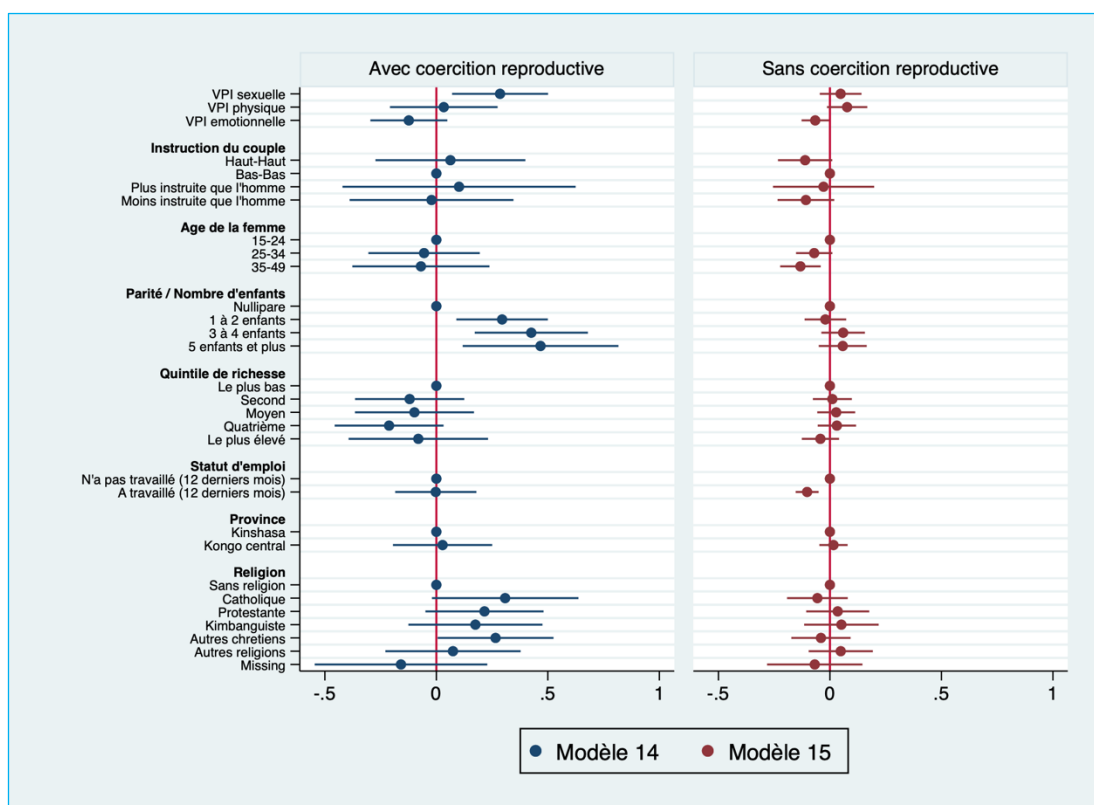
Un constat similaire a été observé en ce qui concerne la variable statut d'emploi. Les femmes qui ont exercé un travail rémunéré au cours des 12 derniers mois ont une probabilité réduite de besoins non satisfaits de 9 points de pourcentage par rapport à celles qui n'ont pas travaillé. Cette probabilité passe à 10 points de pourcentage de moins dans la strate des femmes n'ayant pas subi une coercition reproductive (Modèle 15). Cependant, aucune association statistiquement significative n'a été observée entre le statut d'emploi et les besoins non satisfaits dans la strate de femmes qui ont subi une coercition reproductive (Modèle 14).

Par ailleurs, une association positive a été observée entre la parité et les besoins non satisfaits, uniquement dans la strate de femmes qui ont subi une coercition reproductive (Modèle 14). En effet, la probabilité de besoins non satisfaits augmente avec le nombre d'enfants, avec une probabilité de 29 points de pourcentage chez les femmes de parité 1-2 par rapport à celles de parité "zéro" ou les nullipares. Elle passe à 42 points de pourcentage chez celles de parité 3-4 comparées aux nullipares, et à 46 points de pourcentage chez celles ayant 5 enfants ou plus par rapport aux nullipares.

Tout comme la parité, c'est uniquement dans la strate des femmes ayant subi une coercition reproductive qu'une association statistiquement significative a été identifiée entre la religion et les besoins non satisfaits, avec une probabilité de 26 points de pourcentage supérieure pour la catégorie "autres chrétiens" par rapport aux sans religion.

Enfin, aucun effet significatif de l'éducation, du quintile de richesse et de la province de résidence n'a été observé sur les besoins non satisfaits, car les p-valeurs étaient supérieures à 5% dans tous les 3 modèles (quel que soit l'échantillon).

Figure 8 Modèles ajustés de la relation entre la VPI sexuelle, la VPI physique, la VPI émotionnelle, et les besoins non satisfaits en planification familiale après stratification en 2 sous-groupes (avec et sans coercition reproductive)



Source : notre élaboration des données

Tableau 10 Modèles de probabilité linéaire ajustés de l'association entre la violence sexuelle, la violence physique, la violence émotionnelle, et les besoins non satisfaits en planification familiale

	Modèle 13		Modèle 14 ^a		Modèle 15 ^b	
	Coef.	IC95%	Coef.	IC95%	Coef.	IC95%
VPI sexuelle						
Non	Réf.		Réf.		Réf.	
Oui	0,13***	(0,04 ; 0,23)	0,28**	(0,07 ; 0,50)	0,04	(-0,04 ; 0,14)
VPI physique						
Non	Réf.		Réf.		Réf.	
Oui	0,06	(-0,02 ; 0,14)	0,03	(-0,20 ; 0,27)	0,07	(-0,01 ; 0,16)
VPI émotionnelle						
Non	Réf.		Réf.		Réf.	
Oui	-0,06**	(-0,12 ; -0,00)	-0,12	(-0,29 ; 0,04)	-0,06**	(-0,12 ; -0,00)
Niveau d'éducation du couple						
Bas – Bas	Réf.		Réf.		Réf.	
Haut – Haut	-0,09	(-0,21 ; 0,01)	0,06	(-0,27 ; 0,39)	-0,11	(-0,23 ; 0,01)
Femme plus instruite que l'homme	-0,00	(-0,21 ; 0,19)	0,10	(-0,42 ; 0,62)	-0,02	(-0,25 ; 0,19)
Femme moins instruite que l'homme	-0,10	(-0,22 ; 0,01)	-0,02	(-0,38 ; 0,34)	-0,10	(-0,23 ; 0,01)
Age (en groupe)						
15-24	Réf.		Réf.		Réf.	
25-34	-0,07	(-0,15 ; 0,00)	-0,05	(-0,30 ; 0,19)	-0,07	(-0,15 ; 0,01)
35-49	-0,12***	(-0,21 ; -0,03)	-0,06	(-0,41 ; 0,23)	-0,13***	(-0,22 ; -0,04)
Parité ou nombre d'enfants						
Nullipare	Réf.		Réf.		Réf.	
1 à 2 enfants	0,00	(-0,09 ; 0,09)	0,29***	(0,08 ; 0,49)	-0,02	(-0,11 ; 0,07)
3 à 4 enfants	0,08	(-0,00 ; 0,18)	0,42***	(0,17 ; 0,67)	0,05	(-0,03 ; 0,15)
5 enfants et plus	0,08	(-0,02 ; 0,19)	0,46***	(0,11 ; 0,81)	0,05	(-0,05 ; 0,16)
Quintile de richesse						
Le plus bas	Réf.		Réf.		Réf.	
Le second	-0,00	(-0,08 ; 0,07)	-0,11	(-0,36 ; 0,12)	0,01	(-0,07 ; 0,09)
Moyen	0,00	(-0,07 ; 0,08)	-0,09	(-0,36 ; 0,16)	0,02	(-0,05 ; 0,11)
Quatrième	-0,00	(-0,08 ; 0,07)	-0,21	(-0,45 ; 0,03)	0,03	(-0,05 ; 0,11)
Le plus élevé	-0,05	(-0,13 ; 0,03)	-0,08	(-0,39 ; 0,23)	-0,04	(-0,12 ; 0,04)
Statut d'emploi (au cours des 12 mois)						
N'a pas travaillé	Réf.		Réf.		Réf.	
A travaillé	-0,09***	(-0,14 ; -0,04)	-0,00	(-0,18 ; 0,17)	-0,10***	(-0,15 ; -0,05)
Province ou région de résidence						
Kinshasa	Réf.		Réf.		Réf.	
Kongo Central	0,00	(-0,05 ; 0,06)	0,02	(-0,19 ; 0,25)	0,01	(-0,04 ; 0,07)
Religion						
Sans religion	Réf.		Réf.		Réf.	
Catholique	-0,03	(-0,15 ; 0,09)	0,30	(-0,01 ; 0,63)	-0,05	(-0,19 ; 0,07)
Protestante	0,05	(-0,07 ; 0,18)	0,21	(-0,04 ; 0,48)	0,03	(-0,10 ; 0,17)
Kimbanguiste	0,06	(-0,08 ; 0,21)	0,17	(-0,12 ; 0,47)	0,05	(-0,11 ; 0,21)
Autres chrétiens	-0,00	(-0,13 ; 0,11)	0,26**	(0,00 ; 0,52)	-0,04	(-0,17 ; 0,09)
Autres religions	0,04	(-0,08 ; 0,18)	0,07	(-0,22 ; 0,37)	0,04	(-0,09 ; 0,19)
Manquants	-0,07	(-0,27 ; 0,13)	-0,15	(-0,54 ; 0,22)	-0,06	(-0,28 ; 0,14)

^a Echantillon constitué des femmes ayant subi une coercition reproductive

^b Echantillon constitué des femmes qui n'ont pas subi une coercition reproductive

*** Significatif au seuil de 1 % (p<0,01)

** Significatif au seuil de 5 % (p<0,05).

Réf. : Modalité de référence

4.4. Résumé des différents modèles

Le **Tableau 11** ci-dessous résume les résultats de différents retenus dans le cadre de ce travail.

Tableau 11 Résumé des résultats des différents modèles statistiques

Echantillon	Modèles					
	1	2	3	4	5	6
	Total	Avec CR	Sans CR	Total	Avec CR	Sans CR
Variables indépendantes						
VPI totale (3 composantes)	x	x	x			
VPI sexuelle				+	+	x
Variables de contrôle						
Instruction du couple	—	x	x	x	x	x
Parité de la femme	x	+	x	x	+	x
Age de la femme (en groupe)	—	x	—	—	x	—
Statut d'emploi	—	x	—	—	x	—
Quintile de richesse	x	—	x	x	x	x
Religion	x	x	x	x	+	x
Province de résidence	x	x	x	x	x	x
+ : Effet de la variable statistiquement significatif avec un signe positif						
- : Effet de la variable statistiquement significatif avec un signe négatif						
x : Effet non significatif						

Echantillon	Modèles (suite)								
	7	8	9	10	11	12	13	14	15
	Total	Avec CR	Sans CR	Total	Avec CR	Sans CR	Total	Avec CR	Sans CR
Variables indépendantes									
VPI Émotionnelle				x	x	x	—	x	—
VPI Physique	x	x	x				x	x	x
VPI Sexuelle							+	+	x
Variables de contrôle									
Instruction du couple	—	x	x	x	x	x	x	x	x
Parité de la femme	x	+	x	x	+	x	x	+	x
Age de la femme (en groupe)	—	x	—	—	x	—	—	x	—
Statut d'emploi	—	x	—	—	x	—	—	x	—
Quintile de richesse	x	—	x	x	—	x	x	x	x
Religion	x	x	x	x	x	x	x	+	x
Province de résidence	x	x	x	x	x	x	x	x	x
+ : Effet de la variable statistiquement significatif avec un signe positif									
- : Effet de la variable statistiquement significatif avec un signe négatif									
x : Effet non significatif									

CONCLUSION ET DISCUSSION

Cette étude a estimé la prévalence des besoins non satisfaits en matière de planification familiale et des violences conjugales parmi les femmes en union en RDC. Ensuite, nous avons examiné l'association entre l'expérience de la violence conjugale et les résultats en matière de santé reproductive, plus spécifiquement les besoins non satisfaits d'espacement et de limitation des naissances parmi ces femmes. Nous n'avons pas identifié une autre étude qui a pu examiner l'association entre la violence conjugale et les besoins non satisfaits en planification familiale en RDC, incluant l'effet d'interaction de la coercition à la reproduction. Cette analyse a porté sur un échantillon de 1387 femmes en union vivant dans les provinces de Kinshasa et du Kongo central, toutes âgées de 15 à 49 ans au moment de l'enquête. Les résultats de la présente analyse sont représentatifs niveau régional ou sub-national et comparables à ceux des études antérieures menées au pays tout comme ailleurs (Wood et al., 2023 ; Mosuse & Gadeyne, 2022 ; Ahinkorah et al., 2020 ; Tenkorang, 2019 ; Wulifan et al., 2016 ; Tsai et al., 2016 ; EDS RDC 2014 ; Okenwa et al., 2011 ; Miller et al., 2010).

Pour rappel, deux principales hypothèses ont été formulées au début de notre travail. La première hypothèse postule que la violence conjugale a un effet positif sur les besoins non satisfaits en planification familiale ; les femmes ayant vécu des expériences de violence de la part de leur partenaire intime sont plus susceptibles d'avoir des besoins non satisfaits en planification familiale que celles qui n'ont aucune expérience de violence conjugale (H1). La deuxième hypothèse postule que la coercition reproductive est un des principaux mécanismes reliant la violence conjugale aux besoins non satisfaits en planification familiale (H2). Il convient de noter que très peu d'études ont testé cette dernière hypothèse empiriquement, car la coercition reproductive est une notion émergente et une dimension peu étudiée dans le domaine de la recherche sur les violences (Lévesque & Rousseau, 2016).

Pour contextualiser le phénomène étudié, nos analyses révèlent que la violence conjugale est un problème très répandu en RDC, la violence émotionnelle étant la forme la plus fréquemment rapportée, comparée aux violences physique et sexuelle. Toutefois, une tendance à la baisse est observée au cours de la dernière décennie. Par exemple, 20,6 % des femmes en union à Kinshasa et 18,0 % au Kongo central ont été victimes de violences physiques et/ou sexuelles au cours des 12 derniers mois (cf.

Tableau 13 en annexe), comparées à 27,0 % pour Kinshasa et 29,1 % pour Kongo central en 2014 (EDS RDC 2014), ce qui pourrait être attribué à l'évolution des rapports de genre. De même, nous avons trouvé une prévalence des besoins non satisfaits en matière de santé familiale légèrement inférieure à celle observée en 2018 (MICS RDC 2018), tant à Kinshasa (17,4 % contre 21,7 % en 2018) que dans la province du Kongo central (25,8 % contre 26,8 % en 2018). En général, il est apparu que les femmes victimes de violence conjugale ont une prévalence plus élevée de besoins non satisfaits, à l'exception des cas où seule la violence émotionnelle était présente, où la prévalence des besoins non satisfaits était légèrement plus faible. Cette prévalence augmente encore lorsque la femme est victime de coercition reproductive, avec une différence très marquée par rapport à celles qui n'ont pas subi de coercition reproductive.

Notre analyse a révélé que les femmes appartenant aux six groupes présentent une prévalence plus élevée de besoins non satisfaits. Il s'agit de celles appartenant au quintile de richesse le plus bas, celles qui n'ont pas travaillé pour un salaire au cours des 12 derniers mois, les femmes les plus jeunes âgées de 15-24 ans, celles ayant un plus grand nombre d'enfants, celles vivant dans une homogamie éducative de niveau bas et celles ayant un niveau d'instruction supérieur à celui de leurs partenaires. En outre, nous avons observé quelques disparités entre les confessions religieuses, avec une prévalence plus élevée des besoins non satisfaits parmi les femmes kimbanguistes, protestantes et celles n'ayant aucune appartenance religieuse.

La violence conjugale et les besoins non satisfaits en planification familiale

Des nombreuses recherches empiriques ont indiqué que le manque d'autonomie des femmes dans les relations abusives restreint leur accès à la contraception et à la planification familiale (Clark et al., 2017 ; Gomez, 2011), bien que d'autres auteurs aient trouvé que l'expérience de la violence conjugale peut augmenter l'utilisation de la contraception, par conséquent, réduire les besoins non satisfaits en planification familiale, car il est possible que les femmes victimes de VPI soient plus susceptibles d'utiliser la contraception pour éviter d'amener d'autres enfants dans un environnement de violence (Dadras et al., 2022).

En réponse à notre question de recherche principale, concernant l'association entre la violence conjugale et les besoins non satisfaits en planification familiale, notre

première hypothèse (H1) postulait une augmentation des besoins non satisfaits chez les femmes victimes de violence conjugale. Les résultats de nos analyses, comme présentés dans le chapitre 4, confirment globalement l'existence d'un lien étroit entre l'expérience de la violence conjugale et les besoins non satisfaits en planification familiale.

Lorsque les différentes composantes de la violence conjugale sont analysées de manière indépendante, des associations indépendantes entre la violence sexuelle et les besoins non satisfaits, ainsi qu'entre la violence émotionnelle et les besoins non satisfaits sont observées, contrairement à la violence physique pour laquelle le résultat du test est statistiquement non significatif. Cependant, les existences de ces associations statistiques sont perdues quand toutes les formes de violence conjugale sont analysées de manière groupée en tant que variable composite.

Concernant la violence sexuelle, il est remarquable que son expérience augmente considérablement la probabilité des besoins non satisfaits. Les femmes victimes de violence sexuelle sont plus susceptibles d'avoir des besoins non satisfaits que celles qui n'ont pas vécu cette expérience, avec une probabilité atteignant jusqu'à 13 points de pourcentage. Ces résultats corroborent ceux des études antérieures à l'instar de Ahinkorah et al. (2020) qui ont observé une augmentation de dixième de pourcentage des besoins non satisfaits chez les femmes victimes de la violence sexuelle en ASS et de Tenkorang (2019) au Ghana. Cependant, ils sont contradictoires à ceux de Alio et al. (2009) qui ont observé que l'association entre la conjugale et l'utilisation de la contraception était plus prononcée chez les femmes ayant subi des violences sexuelles alors que Dadras et al. (2022) et Gomez (2011) n'ont pas trouvé d'association entre la VPI sexuelle et les besoins non satisfaits. Ces résultats suggèrent que les femmes victimes de violence sexuelle de la part de leur conjoint utilisent moins la contraception par crainte de subir davantage de violence ou parce qu'elles se sentent incapables de négocier leurs besoins et leurs droits reproductifs avec des partenaires violents.

Par ailleurs, contrairement à la violence sexuelle, une relation inverse est observée entre l'expérience de la violence émotionnelle et les besoins non satisfaits en planification familiale. Les femmes qui ont subi de la violence émotionnelle sont moins susceptibles d'avoir des besoins non satisfaits que celles qui n'ont pas été

exposées à ce type de violence. Bien que cette probabilité soit relativement faible, de l'ordre de 6 points de pourcentage de moins. Ces résultats sont cohérents avec d'autres études antérieures, notamment ceux de Dadras et al. (2022) qui ont trouvé une association négative entre la VPI émotionnelle et les besoins non satisfaits chez les femmes afghanes, ceux de Okenwa et al. (2011) et de Alio et al. (2009) qui ont constaté une plus grande probabilité d'utilisation de contraceptifs chez les victimes de VPI émotionnelle. Cela se justifierait par le fait que les femmes victimes de violence émotionnelle seraient plus enclines d'utiliser la contraception pour éviter de continuer à faire des enfants dans une relation de violence.

En revanche, aucune association statistiquement significative n'a été trouvée entre l'expérience de la violence physique et les besoins non satisfaits en planification familiale. Ces conclusions contrastent avec certaines recherches antérieures qui ont mis en évidence des associations plus fortes entre la violence physique et les résultats en matière de santé reproductive, telles que l'utilisation de la contraception et les besoins non satisfaits en planification familiale. Par exemple, l'étude d'Okenwa et al. (2011) et Tsai et al. (2016) ont révélé une probabilité plus élevée d'utilisation de contraceptifs chez les victimes de violence physique, tandis qu'Alio et al. (2009) ont constaté une augmentation de la probabilité d'utilisation de la contraception avec la multiplicité des types de violence conjugale. Elle était 24 % plus élevée pour les femmes ayant subi de la violence physique que pour celles qui n'ont pas été confrontées à cette forme de violence.

En résumé, ces résultats confirment partiellement notre première hypothèse (H1). Cette étude a mis en évidence des associations significatives entre l'exposition à la violence conjugale et les besoins non satisfaits en planification familiale chez les femmes en union en âge de procréer. Cependant, cette confirmation est observée uniquement pour l'expérience de la violence sexuelle. En ce qui concerne la violence émotionnelle, les résultats vont à l'encontre de notre hypothèse initiale (H1), car nous avons trouvé une association négative, indiquant une diminution de la probabilité de besoins non satisfaits chez les victimes de violence émotionnelle. En revanche, pour la violence physique, aucun effet significatif sur les besoins non satisfaits en planification n'a été identifié. À ce stade, il est difficile d'expliquer pourquoi la violence physique n'influence pas les besoins non satisfaits en planification familiale,

surtout compte tenu du fait que la littérature scientifique confirme cette association dans certains pays ou régions.

Effet de la coercition reproductive sur la relation entre la violence conjugale et les besoins non satisfaits en planification familiale

Notre deuxième hypothèse postulait que la coercition reproductive est un de principaux mécanismes reliant la violence conjugale aux besoins non satisfaits en planification familiale (H2). Elle suppose que la violence conjugale interagit avec la coercition reproductive pour augmenter la probabilité des besoins non satisfaits.

La coercition reproductive a été signalée par un peu plus de 10 femmes sur 100, soit 11,3 %. Il n'y a pas eu de différence entre les résidentes de la province de Kinshasa par rapport à celles du Kongo central (Annexe 2), car la prévalence de la coercition reproductive dans les deux provinces est estimée à 11 % (11,7 % à Kinshasa contre 11,0 % pour Kongo central), contrairement à la situation observée une année avant par Wood et al. (2023), qui ont observé des estimations très variées entre les deux provinces (20,3 % pour Kongo central contre 11,9 % pour Kinshasa). Une prévalence similaire a été observée à Dosso au Niger (10,2 %) chez les adolescentes en union (Silverman et al., 2020). En revanche, une prévalence plus élevée de la coercition reproductive a été observée en Ouganda (16,9 %), tandis que des estimations plus faibles ont été trouvées à Lagos au Nigeria (5 %) et en Côte d'Ivoire (6,2 %) (Wood et al., 2023).

Par ailleurs, environ une femme sur cinq (19,9 %) a subi une coercition reproductive parmi les femmes victimes de violence conjugale au cours des 12 derniers mois, contre seulement 7,2 % parmi celles qui n'ont pas eu une expérience de violence conjugale (Annexe 4). Ces résultats sont similaires à ceux de Miller et al. (2010), qui ont observé une prévalence de 7 % de coercition à la grossesse et de sabotage du contrôle des naissances en l'absence de violence physique ou sexuelle, contre près de trois quarts parmi les femmes victimes de violence conjugale. Cela suggère que la coercition reproductive est plus prononcée chez les femmes victimes de violence conjugale que chez celles qui n'ont aucune expérience de violence de la part de leur partenaire.

En ce qui concerne l'effet d'interaction de la coercition reproductive et la violence conjugale sur les besoins non satisfaits en planification familiale, les résultats de nos modèles statistiques donnent des résultats contrastés entre les différentes composantes

de la violence conjugale. Pour rappel, afin de mieux gérer cet effet d'interaction entre la coercition reproductive et la violence conjugale, nous avons effectué des analyses stratifiées en deux sous-groupes : le premier en présence de coercition reproductive et le deuxième en l'absence de coercition reproductive.

De ces analyses, nous avons observé que l'exposition à la violence sexuelle (seule) accompagnée d'une coercition à la reproduction augmente le risque d'avoir des besoins non satisfaits de 25 points de pourcentage, soit le double du risque observé précédemment dans l'échantillon global. Tandis que dans le modèle prenant en compte toutes les trois composantes de la violence conjugale, on observe une association indépendante entre la violence sexuelle et les besoins non satisfaits, avec une augmentation du risque de besoins non satisfaits à hauteur de 28 points de pourcentage dans le groupe de femmes qui ont eu l'expérience de coercition reproductive. En revanche, nous avons observé que la violence sexuelle n'a aucun effet sur les besoins non satisfaits lorsqu'elle n'est pas accompagnée d'une coercition reproductive. Ces résultats corroborent ceux de Miller et al. (2010), qui ont observé un risque de grossesse non désirée doublé parmi les femmes qui ont subi une coercition à la reproduction. Cela suggère que sans la coercition à la reproduction, l'expérience de la VPI sexuelle n'a aucun effet significatif sur les besoins non satisfaits, et que la coercition à la reproduction limite complètement la capacité de la femme à prendre des décisions concernant sa santé reproductive, notamment ses décisions sur le choix et l'utilisation de contraceptifs pour espacer ou limiter les naissances.

Toutefois, ces résultats contrastent avec ceux observés pour la composante émotionnelle. Bien qu'aucune association n'ait été observée entre la violence conjugale et les besoins non satisfaits lorsqu'on ne prend en compte qu'une seule composante, la violence émotionnelle, que ce soit avec ou sans coercition reproductive, les résultats paraissent intéressants lorsque nous testons des associations indépendantes en présence des autres composantes de la violence conjugale. En effet, nous avons observé dans cette analyse que, lorsque la femme est exposée à la coercition reproductive, nous n'observons plus d'effet significatif entre la violence émotionnelle et les besoins non satisfaits. Par conséquent, la violence émotionnelle n'a plus d'effet sur les besoins non satisfaits. Au contraire, lorsque la femme a une expérience de violence émotionnelle sans subir de coercition à la reproduction, cela augmente la probabilité d'utilisation de la contraception et réduit le risque d'avoir des

besoins non satisfaits en planification familiale. Cela suggère que lorsque la violence émotionnelle n'est pas accompagnée d'une coercition à la reproduction ou tout autre comportement de contrôle sur la reproduction, la femme se sent plus autonome pour faire ses choix reproductifs. Dès lors, dans une relation de violence, elle peut alors choisir de ne pas avoir d'enfants avec ce partenaire. La solution pourrait être d'utiliser la contraception, ce qui réduit le risque de besoins non satisfaits en planification familiale. De plus, la littérature montre que, dans la majorité des cas, la violence conjugale est associée à l'utilisation clandestine de la contraception ou de la planification familiale, c'est-à-dire à l'insu de son partenaire (Silverman et al., 2020).

Aucune relation significative n'a été trouvée dans le cas d'une expérience de la violence physique, que cette violence soit accompagnée d'une coercition à la reproduction ou non.

En résumé, notre deuxième hypothèse (H2) est globalement confirmée, car nos résultats ont montré que la coercition reproductive est un élément très déterminant dans la relation entre la violence conjugale et les besoins non satisfaits en planification familiale, soulignant ainsi l'existence d'une interaction entre la violence conjugale et la coercition à la reproduction. Pourtant, cette interaction n'a été confirmée que pour les violences sexuelle et émotionnelle, et non pour la violence physique. En effet, on peut dire que la deuxième hypothèse est partiellement confirmée.

D'autres résultats intéressants ont émergé de cette analyse. En effet, l'augmentation de l'âge avait un effet négatif sur les besoins non satisfaits, car plus la femme est âgée, moins le risque d'avoir des besoins non satisfaits est élevé. Les femmes plus âgées semblent être davantage enclines à avoir des discussions sur l'utilisation de contraceptifs avec leurs partenaires par rapport aux femmes plus jeunes ou moins âgées (Wulifan et al., 2016). Les couples vivants dans une homogamie éducative de niveau élevé et ceux dont l'homme est plus instruit que la femme étaient moins exposés au risque d'avoir les besoins non satisfaits, car l'éducation accroît l'autonomie dans la prise de décisions concernant l'utilisation de la planification familiale (Riaz & Pervaiz, 2018). D'autres facteurs protecteurs incluent le fait d'avoir un emploi rémunéré, perçu comme un indicateur d'indépendance financière et de statut social (Wulifan et al., 2016), en conséquence, être mieux placées pour utiliser la contraception selon leurs souhaits (Asif & Pervaiz, 2019) mais aussi le fait de vivre dans un ménage avec un

quintile de richesse du niveau le plus élevé (Yalew et al., 2020 ; Mosuse & Gadeyne, 2022) étant donné que les femmes aisées ont souvent la capacité financière d'acheter la contraception de leur choix (Guure et al., 2019).

En revanche, certains facteurs favorisant l'augmentation du risque de besoins non satisfaits incluent l'augmentation de la parité. Plus le nombre d'enfants augmente, plus la probabilité de besoins non satisfaits est élevée (Mosuse & Gadeyne, 2022), mais cette association n'a été observée que chez les femmes qui ont vécu une coercition reproductive ; ce qui nous semble tout à fait cohérent, car cette coercition augmente le risque de grossesses non désirées. De même, concernant la religion, les femmes appartenant à d'autres confessions chrétiennes étaient plus susceptibles d'avoir des besoins non satisfaits que celles sans religion, car certaines religions interdisent l'usage de la contraception (Pal et al., 2018 ; Ali et al., 2011). Cette relation n'est observée que chez les femmes qui ont vécu une coercition à la reproduction.

A l'issue de ce travail, nous pensons avoir atteint nos objectifs et vérifié nos hypothèses. En effet, notre étude suggère que la violence conjugale est positivement associée aux besoins non satisfaits en planification familiale, et que cette violence conjugale et la coercition reproductive interagissent pour augmenter les risques des besoins non satisfaits en planification familiale chez les victimes. Les conclusions de cette étude viennent compléter la littérature existante, qui a mis en évidence une corrélation entre les différentes formes de violence conjugale et l'utilisation de la planification familiale. Toutefois, il est important de noter que les résultats actuels ne doivent pas être interprétés comme indiquant que l'absence de relation entre certaines composantes de la VPI et les besoins non satisfaits, n'est pas préjudiciable à la santé et au bien-être des femmes.

Quelles que soient les raisons de cette association, ces résultats soulignent l'importance de répondre de manière appropriée à la violence conjugale lors de la fourniture de services de santé sexuelle et reproductive à toutes les femmes, en particulier celles qui vivent en union. L'élimination de la violence conjugale, en particulier la violence sexuelle, non seulement constitue un objectif en soi, mais pourrait également entraîner une réduction de plus de 10 points de pourcentage des besoins non satisfaits en matière de planification familiale dans les provinces de Kinshasa et de Kongo central. Par conséquent, il est nécessaire d'explorer des stratégies efficaces pour faire face à ce

problème qui limite les capacités décisionnelles des femmes en matière de santé reproductive.

Quoique les résultats dégagés ici paraissent intéressants, ils ne sont pas à l'abri de certaines limites. La principale limitation réside dans la nature transversale des données, occasionnant un manque de détails sur la chronologie des événements. En d'autres termes, nous ne savons pas si la violence conjugale incite les femmes à prendre des mesures pour limiter les naissances, ou si l'utilisation ou non de la planification familiale accroît le risque de violence de la part du partenaire intime. Par conséquent, nous ne pouvons pas affirmer avec certitude l'existence de relations de cause à effet plutôt qu'une simple association entre les deux phénomènes. Deuxièmement, la sous-déclaration, une préoccupation majeure dans la recherche sur la violence conjugale en raison notamment de la sensibilité du sujet et des préoccupations liées à la vie privée des participants et à leur sécurité (Pallitto & O'Campo, 2004) se présente comme une limitation potentielle de ce étude. Troisièmement, la parité considérée ici comme une variable de contrôle peut dans certains cas être aussi influencée par la violence conjugale. Enfin, le faible nombre de femmes ayant vécu l'expérience de la violence conjugale dans notre échantillon a entraîné dans certains cas de larges intervalles de confiance dans nos résultats.

Malgré les limites relevées, cette étude repose sur des données récentes collectées dans de bonnes conditions sur la violence conjugale et la coercition à la reproduction. Comparativement à d'autres auteurs, comme Miller et al. (2010), qui ont par exemple utilisé des échantillons de commodité obtenus de quelques cliniques de planning familial, la présente étude a bénéficiée d'une méthodologie plus rigoureuse. De plus, elle contribue significativement à la littérature en explorant le lien entre la violence conjugale sous toutes ses formes (sexuelle, physique et émotionnelle) et les besoins non satisfaits en planification familiale en RDC. Le test empirique de l'effet d'interaction de la coercition reproductive est certainement l'un des mécanismes reliant les deux phénomènes étudiés.

Pour approfondir la compréhension des mécanismes d'association entre la violence conjugale et les besoins en planification familiale pour les femmes en union et en âge de procréer, d'autres pistes de recherche sont recommandées dans le contexte congolais. Une recherche qualitative consistant en des entretiens approfondis et/ou

groupes de discussion avec des femmes pourrait explorer plus en profondeur ces mécanismes. De plus, des études longitudinales spécifiques pourraient clarifier la chronologie des événements et la manière dont ils interagissent dans la vie des femmes, afin d'analyser comment ils influencent les besoins en planification familiale.

Il sied de souligner quelques défis auxquels nous avons été confrontés. En effet, nous n'avons pas trouvé des données représentatives au niveau national alors que cela a été notre souhait. De plus, nous espérons vérifier la causalité avec les données de panel, étant donné que c'est l'approche utilisée par le projet PMA. Toutefois, il n'a pas été possible car les principales informations sur la variable indépendante (violence conjugale) n'ont été collectées qu'à la dernière phase des enquêtes. Un autre défi réside dans le fait que nous n'avons pas pu identifier suffisamment de publications analysant l'effet d'interaction de la coercition reproductive et la violence conjugale.

BIBLIOGRAPHIE

- Adjiwanou, V., & N'Bouke, A. (2015). Exploring the Paradox of Intimate Partner Violence and Increased Contraceptive Use in sub-Saharan Africa. *Studies in Family Planning*, 46(2), 127-142. <https://doi.org/10.1111/j.1728-4465.2015.00020.x>
- Ahinkorah, B. O., Ameyaw, E. K., Seidu, A.-A., Agbaglo, E., Budu, E., Mensah, F., Adu, C., & Yaya, S. (2020). Sexual violence and unmet need for contraception among married and cohabiting women in sub-Saharan Africa : Evidence from demographic and health surveys. *PLOS ONE*, 15(11), e0240556. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0240556>
- Ahmed, S., Khan, A., & Khan, A. A. (2013). Policy and programme implications of unmet need for family planning in Pakistan. *JPMA. The Journal of the Pakistan Medical Association*, 63(4 Suppl 3), S16-20.
- Aimakhu, C., Olayemi, O., Iwe, C., Oluyemi, F., Ojoko, I., Shoretire, K., Adeniji, R., & Aimakhu, V. (2004). Current causes and management of violence against women in Nigeria. *Journal of Obstetrics and Gynaecology*, 24(1), 58-63. <https://doi.org/10.1080/01443610310001620314>
- Ali, A. A. A., & Okud, A. (2013). Factors affecting unmet need for family planning in Eastern Sudan. *BMC Public Health*, 13(1), 102. <https://doi.org/10.1186/1471-2458-13-102>
- Ali, A. A. A., Rayis, D. A., Mamoun, M., & Adam, I. (2011). Use of family planning methods in Kassala, Eastern Sudan. *BMC Research Notes*, 4(1), 43. <https://doi.org/10.1186/1756-0500-4-43>
- Alio, A. P., Daley, E. M., Nana, P. N., Duan, J., & Salihu, H. M. (2009). Intimate partner violence and contraception use among women in Sub-Saharan Africa. *International Journal of Gynecology & Obstetrics*, 107(1), 35-38. <https://doi.org/10.1016/j.ijgo.2009.05.002>
- Alkema, L., Kantorova, V., Menozzi, C., & Biddlecom, A. (2013). National, regional, and global rates and trends in contraceptive prevalence and unmet need for family planning between 1990 and 2015 : A systematic and comprehensive analysis. *The Lancet*, 381(9878), 1642-1652. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(12\)62204-1](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(12)62204-1)
- Ancelle, T. (2017). *Statistique, épidémiologie* (4e éd). Maloine.
- ANNUAIRE STATISTIQUE RDC 2020.
- Asif, M. F., & Pervaiz, Z. (2019). Socio-demographic determinants of unmet need for family planning among married women in Pakistan. *BMC Public Health*, 19(1), 1226. <https://doi.org/10.1186/s12889-019-7487-5>
- Banque mondiale. La Banque mondiale en RDC 2023. (Consulté le 3 mars 2024). <https://www.worldbank.org/en/country/drc/overview#1>
- Benebo, F. O., Schumann, B., & Vaezghasemi, M. (2018). Intimate partner violence against women in Nigeria : A multilevel study investigating the effect of women's status and community norms. *BMC Women's Health*, 18(1), 136. <https://doi.org/10.1186/s12905-018-0628-7>
- Bongaarts, J., & Bruce, J. (1995). The Causes of Unmet Need for Contraception and the Social Content of Services. *Studies in Family Planning*, 26(2), 57. <https://doi.org/10.2307/2137932>
- Bronfenbrenner, U. (1977). Toward an experimental ecology of human development. *American Psychologist*, 32(7), 513-531. <https://doi.org/10.1037/0003-066X.32.7.513>
- Campbell, M., Sahin-Hodoglugil, N. N., & Potts, M. (2006). Barriers to Fertility Regulation : A Review of the Literature. *Studies in Family Planning*, 37(2), 87-98. <https://doi.org/10.1111/j.1728-4465.2006.00088.x>

- Clark, C. J., Spencer, R. A., Khalaf, I. A., Gilbert, L., El-Bassel, N., Silverman, J. G., & Raj, A. (2017). The influence of family violence and child marriage on unmet need for family planning in Jordan. *Journal of Family Planning and Reproductive Health Care*, 43(2), 105-112. <https://doi.org/10.1136/jfprhc-2014-101122>
- Cleland, J., Harbison, S., & Shah, I. H. (2014). Unmet Need for Contraception : Issues and Challenges. *Studies in Family Planning*, 45(2), 105-122. <https://doi.org/10.1111/j.1728-4465.2014.00380.x>
- Dadras, O., Nakayama, T., Kihara, M., Ono-Kihara, M., & Dadras, F. (2022). Intimate partner violence and unmet need for family planning in Afghan women : The implication for policy and practice. *Reproductive Health*, 19(1), 52. <https://doi.org/10.1186/s12978-022-01362-5>
- Djikanovic, B., Jansen, H. A. F. M., & Otasevic, S. (2010). Factors associated with intimate partner violence against women in Serbia : A cross-sectional study. *Journal of Epidemiology & Community Health*, 64(8), 728-735. <https://doi.org/10.1136/jech.2009.090415>
- Duvvury, N., Grown, C., & Redner, J. (2004). Costs of intimate partner violence at the household and community levels. *An Operational Framework for Developing Countries. ICRW International Center for Research On Women*, 1-42. <https://www.icrw.org/wp-content/uploads/2016/10/Costs-of-Intimate-Partner-Violence-at-the-Household-and-Community-Levels-An-Operational-Framework-for-Developing-Countries.pdf>
- Ellison, C. G., Bartkowski, J. P., & Anderson, K. L. (1999). Are There Religious Variations in Domestic Violence? *Journal of Family Issues*, 20(1), 87-113. <https://doi.org/10.1177/019251399020001005>
- Emenike, E., Lawoko, S., & Dalal, K. (2008). Intimate partner violence and reproductive health of women in Kenya. *International Nursing Review*, 55(1), 97-102. <https://doi.org/10.1111/j.1466-7657.2007.00580.x>
- Ghewy, P. (2010). *Guide pratique de l'analyse de données : Avec applications sous IBM SPSS Statistics et Excel questionnez, analysez et décidez !* De Boeck.
- Gibbs, A., Corboz, J., & Jewkes, R. (2018). Factors associated with recent intimate partner violence experience amongst currently married women in Afghanistan and health impacts of IPV : A cross sectional study. *BMC Public Health*, 18(1), 593. <https://doi.org/10.1186/s12889-018-5507-5>
- Gomez, A. M. (2011). Sexual Violence as a Predictor of Unintended Pregnancy, Contraceptive Use, and Unmet Need Among Female Youth in Colombia. *Journal of Women's Health*, 20(9), 1349-1356. <https://doi.org/10.1089/jwh.2010.2518>
- Guure, C., Maya, E. T., Dery, S., da-Costa Vrom, B., Alotaibi, R. M., Rezk, H. R., & Yawson, A. (2019). Factors influencing unmet need for family planning among Ghanaian married/union women : A multinomial mixed effects logistic regression modelling approach. *Archives of Public Health*, 77(1), 11. <https://doi.org/10.1186/s13690-019-0340-6>
- Hailu, S., Assefa, N., Dingeta, T., Abdurahman, C., & Adem, M. (2022). Unmet need for contraception among married adolescent girls and young women in Haramaya Health and demographic surveillance system, Eastern Ethiopia. *Frontiers in Global Women's Health*, 3, 999860. <https://doi.org/10.3389/fgwh.2022.999860>
- Heise, L. L. (1998). Violence Against Women : An Integrated, Ecological Framework. *Violence Against Women*, 4(3), 262-290. <https://doi.org/10.1177/1077801298004003002>
- Hidrobo, M., & Fernald, L. (2013). Cash transfers and domestic violence. *Journal of Health Economics*, 32(1), 304-319. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2012.11.002>

- Hindin, M. J. (2008). *Intimate partner violence among couples in 10 DHS countries : Predictors and health outcomes*.
- Hoo, K. Y., & Lai, S. L. (2023). Intimate Partner Violence and Unmet Need for Family Planning in Selected South Asian Countries. *International Journal of Social Determinants of Health and Health Services*, 53(1), 48-62. <https://doi.org/10.1177/00207314221131218>
- Imasiku, E. N. S., Odimegwu, C. O., Adedini, S. A., & Ononokpono, D. N. (2014). VARIATIONS IN UNMET NEED FOR CONTRACEPTION IN ZAMBIA : DOES ETHNICITY PLAY A ROLE? *Journal of Biosocial Science*, 46(3), 294-315. <https://doi.org/10.1017/S0021932013000357>
- INS, Enquête par grappes à indicateurs multiples, 2017-2018, rapport de résultats de l'enquête. Kinshasa, République Démocratique du Congo.
- Kandala, N.-B., Lukumu, F. K., Mantempa, J. N., Kandala, J. D., & Chirwa, T. (2015). DISPARITIES IN MODERN CONTRACEPTION USE AMONG WOMEN IN THE DEMOCRATIC REPUBLIC OF CONGO : A CROSS-SECTIONAL SPATIAL ANALYSIS OF PROVINCIAL VARIATIONS BASED ON HOUSEHOLD SURVEY DATA. *Journal of Biosocial Science*, 47(3), 345-362. <https://doi.org/10.1017/S0021932014000212>
- Krug, E. G., Mercy, J. A., Dahlberg, L. L., & Zwi, A. B. (2002). The world report on violence and health. *The Lancet*, 360(9339), 1083-1088. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(02\)11133-0](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(02)11133-0)
- Krug, E. G. & Weltgesundheitsorganisation (Éds.). (2002). *Rapport mondial sur la violence et la santé*.
- Kupoluyi, J. A. (2020). Intimate partner violence as a factor in contraceptive discontinuation among sexually active married women in Nigeria. *BMC Women's Health*, 20(1), 128. <https://doi.org/10.1186/s12905-020-00990-y>
- Kwete, D., Binanga, A., Mukaba, T., Nemuandjare, T., Mbadu, M. F., Kyungu, M.-T., Sutton, P., & Bertrand, J. T. (2018). Family Planning in the Democratic Republic of the Congo : Encouraging Momentum, Formidable Challenges. *Global Health: Science and Practice*, 6(1), 40-54. <https://doi.org/10.9745/GHSP-D-17-00346>
- Laanpere, M., Ringmets, I., Part, K., & Karro, H. (2013). Intimate partner violence and sexual health outcomes : A population-based study among 16-44-year-old women in Estonia. *The European Journal of Public Health*, 23(4), 688-693. <https://doi.org/10.1093/eurpub/cks144>
- Lévesque, S., & Rousseau, C. (2016). La coercition reproductive vécue dans un contexte de relations intimes : revue des définitions, outils de mesure et facteurs de risque associés. *J Int Victimol*, 13(1), 1-20.
- Lévesque, S. et Rousseau, C. (2021). Coercition reproductive et violence entre partenaires intimes. Un guide d'intervention destiné aux professionnel·le·s de la santé et aux intervenant·e·s. Montréal : Université du Québec à Montréal.
- Lince-Deroche, N., Kayembe, P., Blades, N., Williams, P., London, S., Mabika, C., Philbin, J., & Bankole, A. (2019). *Grossesses non planifiées et avortements à Kinshasa (République Démocratique du Congo) : Défis et progrès*. Guttmacher Institute. <https://doi.org/10.1363/2019.30887>
- Macro International. Institute for Resource Development. Demographic, Health Surveys, Nigeria. Federal Office of Statistics, & Nigeria. National Population Commission. (2008). *Nigeria Demographic and Health Survey*. IRD/Macro Incorporated.
- Masuy-Stroobant en Masuy-Stroobant, G., Costa, R., & Baudewyns, P. (2013). *Analyser les données en sciences sociales : De la préparation des données à l'analyse multivariée*. P.I.E. Peter Lang.

- McCleary-Sills, J. (2013). 'Jordanian social norms and the risk of intimate partner violence and limited reproductive agency. *Journal of International Women's Studies*', 14(2), 12-29.
- Menashe, O.A. (2024). Data management and processing: Data cleaning [Notes de cours de Master 2]. Université Catholique de Louvain, Louvain-la-Neuve, Belgique
- Miller, E., Decker, M. R., Reed, E., Raj, A., Hathaway, J. E., & Silverman, J. G. (2007). Male Partner Pregnancy-Promoting Behaviors and Adolescent Partner Violence : Findings from a Qualitative Study with Adolescent Females. *Ambulatory Pediatrics*, 7(5), 360-366. <https://doi.org/10.1016/j.ambp.2007.05.007>
- Miller, E., Decker, M. R., McCauley, H. L., Tancredi, D. J., Levenson, R. R., Waldman, J., Schoenwald, P., & Silverman, J. G. (2010). Pregnancy coercion, intimate partner violence and unintended pregnancy. *Contraception*, 81(4), 316-322. <https://doi.org/10.1016/j.contraception.2009.12.004>
- Mills S, Bos E, Suzuki E. Unmet need for contraception. Washington, DC : 2010
- Mood, C. (2010). Logistic Regression : Why We Cannot Do What We Think We Can Do, and What We Can Do About It. *European Sociological Review*, 26(1), 67-82. <https://doi.org/10.1093/esr/jcp006>
- Mosha, I., Ruben, R., & Kakoko, D. (2013). Family planning decisions, perceptions and gender dynamics among couples in Mwanza, Tanzania : A qualitative study. *BMC Public Health*, 13(1), 523. <https://doi.org/10.1186/1471-2458-13-523>
- Mosuse, M. A., & Gadeyne, S. (2022). Prevalence and factors associated with unmet need for family planning among women of reproductive age (15–49) in the Democratic Republic of Congo : A multilevel mixed-effects analysis. *PLOS ONE*, 17(10), e0275869. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0275869>
- Mruts, K. B., Tessema, G. A., Kassaw, N. A., Gebremedhin, A. T., Scott, J. A., & Pereira, G. (2023). Achieving reductions in the unmet need for contraception with postpartum family planning counselling in Ethiopia, 2019–2020 : A national longitudinal study. *Archives of Public Health*, 81(1), 79. <https://doi.org/10.1186/s13690-023-01096-1>
- Mutumba, M., Wekesa, E., & Stephenson, R. (2018). Community influences on modern contraceptive use among young women in low and middle-income countries : A cross-sectional multi-country analysis. *BMC Public Health*, 18(1), 430. <https://doi.org/10.1186/s12889-018-5331-y>
- Nkoka, O., Mphande, W. M., Ntenda, P. A. M., Milanzi, E. B., Kanje, V., & Guo, S. J. G. (2020). Multilevel analysis of factors associated with unmet need for family planning among Malawian women. *BMC Public Health*, 20(1), 705. <https://doi.org/10.1186/s12889-020-08885-1>
- Nzokirishaka, A., & Itua, I. (2018). Determinants of unmet need for family planning among married women of reproductive age in Burundi : A cross-sectional study. *Contraception and Reproductive Medicine*, 3(1), 11. <https://doi.org/10.1186/s40834-018-0062-0>
- Okenwa, L., Lawoko, S., & Jansson, B. (2011). Contraception, reproductive health and pregnancy outcomes among women exposed to intimate partner violence in Nigeria. *The European Journal of Contraception & Reproductive Health Care*, 16(1), 18-25. <https://doi.org/10.3109/13625187.2010.534515>
- Olayanju, L., Naguib, R. N. G., Nguyen, Q. T., Bali, R. K., & Vung, N. D. (2013). Combating intimate partner violence in Africa : Opportunities and challenges in five African countries. *Aggression and Violent Behavior*, 18(1), 101-112. <https://doi.org/10.1016/j.avb.2012.11.003>
- Organization WH. (2021) 'The global health observatory: unmet need for family planning.' <https://www.who.int/data/gho/indicator-metadata-registry/imr-details/3414>.

- Ouellet, E., Belley-Ferris, I., & Leblond, S. (2005). Guide d'économétrie appliquée pour Stata Pour ECN 3950 et FAS 3900. *University of Montreal*.
- Owusu Adjah, E. S., & Agbemafle, I. (2016). Determinants of domestic violence against women in Ghana. *BMC Public Health*, 16(1), 368. <https://doi.org/10.1186/s12889-016-3041-x>
- Pal, A., Yadav, J., . S., & Singh, Kh. J. (2018). Factors associated with unmet need of family planning in Bihar, India : A spatial and multilevel analysis. *International Journal of Reproduction, Contraception, Obstetrics and Gynecology*, 7(9), 3638. <https://doi.org/10.18203/2320-1770.ijrcog20183768>
- Pallitto, C. C., & O'Campo, P. (2004). The relationship between intimate partner violence and unintended pregnancy: analysis of a national sample from Colombia. *International family planning perspectives*, 165-173. <https://www.jstor.org/stable/1566490>
- Paudel, I. S., & Budhathoki, S. S. (2011). Unmet needs for family planning in Sunsari, eastern Nepal. *Health Renaissance*, 9(3), 148-151.
- Riaz, S., & Pervaiz, Z. (2018). The impact of women's education and employment on their empowerment : An empirical evidence from household level survey. *Quality & Quantity*, 52(6), 2855-2870. <https://doi.org/10.1007/s11135-018-0713-x>
- Schoumaker en Masuy-Stroobant, G., Costa, R., & Baudewyns, P. (2013). *Analyser les données en sciences sociales : De la préparation des données à l'analyse multivariée*. P.I.E. Peter Lang.
- Shapiro, D., & Tambashe, B. O. (1994). The Impact of Women's Employment and Education on Contraceptive use and Abortion in Kinshasa, Zaire. *Studies in Family Planning*, 25(2), 96. <https://doi.org/10.2307/2138087>
- Silverman, J. G., Challa, S., Boyce, S. C., Averbach, S., & Raj, A. (2020). Associations of reproductive coercion and intimate partner violence with overt and covert family planning use among married adolescent girls in Niger. *EClinicalMedicine*, 22, 100359. <https://doi.org/10.1016/j.eclinm.2020.100359>
- Silverman, J. G., & Raj, A. (2014). Intimate Partner Violence and Reproductive Coercion : Global Barriers to Women's Reproductive Control. *PLoS Medicine*, 11(9), e1001723. <https://doi.org/10.1371/journal.pmed.1001723>
- Spektor, G. Y. (2010). The Uneven Impact of Development: Women's Autonomy in India. *Bachelor of Arts with Honors in Economics, Williams College, Williamstown, Massachusetts*. <https://web.williams.edu/Economics/Honors/2010/spektorthesis.pdf>
- Stephenson, R., Koenig, M. A., Acharya, R., & Roy, T. K. (2008). Domestic Violence, Contraceptive Use, and Unwanted Pregnancy in Rural India. *Studies in Family Planning*, 39(3), 177-186. <https://doi.org/10.1111/j.1728-4465.2008.165.x>
- Straus, M. A., Hamby, S. L., BONEY-McCOY, S., & Sugarman, D. B. (1996). The Revised Conflict Tactics Scales (CTS2) : Development and Preliminary Psychometric Data. *Journal of Family Issues*, 17(3), 283-316. <https://doi.org/10.1177/019251396017003001>
- Sully, E. A., Biddlecom, A., Darroch, J. E., Riley, T., Ashford, L. S., Lince-Deroche, N., Firestein, L., & Murro, R. (2020). *Adding It Up : Investing in Sexual and Reproductive Health 2019*. Guttmacher Institute. <https://doi.org/10.1363/2020.31593>
- Sultan, M. K., Bakr, I., Ismail, N. A., & Arafa, N. (2010). Prevalence of unmet contraceptive need among Egyptian women: a community-based study. *J prev med hyg*, 51(2), 62-6.
- Tenkorang, E. Y. (2019). Intimate Partner Violence and the Sexual and Reproductive Health Outcomes of Women in Ghana. *Health Education & Behavior*, 46(6), 969-980. <https://doi.org/10.1177/1090198119859420>

- Teshale, A. B. (2022). Factors associated with unmet need for family planning in sub-Saharan Africa : A multilevel multinomial logistic regression analysis. *PLOS ONE*, 17(2), e0263885. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0263885>
- Tiruneh, F. N., Chuang, K.-Y., Ntenda, P. A. M., & Chuang, Y.-C. (2018). Unwanted pregnancy, pregnancy loss, and other risk factors for intimate partner violence in the Democratic Republic of the Congo. *Women & Health*, 58(9), 983-1000. <https://doi.org/10.1080/03630242.2017.1377800>
- Tlapek, S. M. (2015). Women's Status and Intimate Partner Violence in the Democratic Republic of Congo. *Journal of Interpersonal Violence*, 30(14), 2526-2540. <https://doi.org/10.1177/0886260514553118>
- Tsai, L. C., Cappa, C., & Petrowski, N. (2016). The Relationship between Intimate Partner Violence and Family Planning among Girls and Young Women in the Philippines. *Global Journal of Health Science*, 8(9), 121. <https://doi.org/10.5539/gjhs.v8n9p121>
- Vereinte Nationen (Éd.). (2022). *Seeing the unseen : The case for action in the neglected crisis of unintended pregnancy*. United Nations Population Fund.
- Wablembo, M. S., Notzi, J., & Kwagala, B. (2011). Does couple discussion influence unmet need for family planning in Uganda. *Princeton Education Papers*.
- Wood, S. N., Thomas, H. L., Guiella, G., Bazié, F., Mosso, R., Fassassi, R., Akilimali, P. Z., Thiongo, M., Gichangi, P., Oumarou, S., OlaOlorun, F. M., Omoluabi, E., Khanna, A., Kibira, S. P. S., Makumbi, F., & Decker, M. R. (2023). Prevalence and correlates of reproductive coercion across ten sites : Commonalities and divergence. *Reproductive Health*, 20(1), 22. <https://doi.org/10.1186/s12978-023-01568-1>
- Worku, S. A., Ahmed, S. M., & Mulushewa, T. F. (2019). Unmet need for family planning and its associated factor among women of reproductive age in Debre Berhan Town, Amhara, Ethiopia. *BMC Research Notes*, 12(1), 143. <https://doi.org/10.1186/s13104-019-4180-9>
- World Health Organization. (2013). *Global and regional estimates of violence against women : Prevalence and health effects of intimate partner violence and non-partner sexual violence*. World Health Organization. <https://apps.who.int/iris/handle/10665/85239>
- Wulifan, J. K., Brenner, S., Jahn, A., & De Allegri, M. (2016). A scoping review on determinants of unmet need for family planning among women of reproductive age in low and middle income countries. *BMC Women's Health*, 16(1), 2. <https://doi.org/10.1186/s12905-015-0281-3>
- Yalew, M., Adane, B., Kefale, B., & Damtie, Y. (2020). Individual and community-level factors associated with unmet need for contraception among reproductive-age women in Ethiopia; a multi-level analysis of 2016 Ethiopia Demographic and Health Survey. *BMC Public Health*, 20(1), 529. <https://doi.org/10.1186/s12889-020-08653-1>
- Yaya, S., & Ghose, B. (2018). Prevalence of unmet need for contraception and its association with unwanted pregnancy among married women in Angola. *PLOS ONE*, 13(12), e0209801. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0209801>

Webographie

- <https://www.statcompiler.com/fr/>. (accédé le 15 mars 2024).
- <https://fr.pmadata.org/countries/democratic-republic-congo>

ANNEXES

Annexe 1 Récapitulatif de la qualité des données issues de la base de données PMA

Tableau 12 Récapitulatif de la qualité des données issues de la base de données PMA

Variables	Effectif (n)	Percentage (%)	% Cumulé
Violence physique			
Non	1204	86,81	86,81
Oui	183	13,19	100,00
Données manquantes	0	0,00	100,00
Total	1,387	100,00	
Violence sexuelle			
Non	1202	86,66	86,66
Oui	185	13,34	100,00
Données manquantes	0	0,00	100,00
Total	1,387	100,00	
Violence émotionnelle			
Non	1026	73,97	73,97
Oui	361	26,03	100,00
Données manquantes	0	0,00	100,00
Total	1,387	100,00	
Besoin non satisfait			
Non	1089	78,51	78,51
Oui	298	21,49	100,00
Données manquantes	0	0,00	100,00
Total	1,387	100,00	
Coercition reproductive			
Non	1221	88,03	88,03
Oui	165	11,90	99,93
Données manquantes	1	0,07	100,00
Total	1387	100,00	
Instruction de la femme			
Non fréquenté / Primaire	320	23,07	23,07
Secondaire ou supérieur	1067	76,93	100,00
Données manquantes	0	0,00	100,00
Total	1387	100,00	
Instruction du partenaire			
Non fréquenté / Primaire	143	10,31	10,31
Secondaire ou supérieur	1223	88,18	98,49
Données manquantes (missing)	21	1,51	100,00
Total	1387	100,00	

Province ou région			
Kinshasa	703	50,68	50,68
Kongo central	684	49,32	100,00
Données manquantes	0	0,00	100,00
Total	1387	100,00	
Religion			
Sans religion	85	6,13	6,13
Catholique	222	16,01	22,13
Protestante	225	16,22	38,35
Kimbaguiste	84	6,06	44,41
Autres chrétiens	543	39,15	83,56
Autres religions	210	15,14	98,70
Données manquantes (missing)	18	1,30	100,00
Total	1387	100,00	
Parité ou nombre d'enfants			
Nullipare	75	5,41	5,41
1 à 2 enfants	482	34,75	40,16
3 à 4 enfants	459	33,09	73,25
5 enfants et plus	371	26,75	100,00
Données manquantes	0	0,00	100,00
Total	1387	100,00	
Age de la femme			
15-24	234	16,87	16,87
25-34	571	41,17	58,04
35-49	582	41,96	100,00
Données manquantes	0	0,00	100,00
Total	1387	100,00	
Quintile de richesse			
Le plus bas	251	18,10	18,10
Second	263	18,96	37,06
Moyen	259	18,67	55,73
Quatrième	296	21,34	77,07
Le plus élevé	317	22,86	99,93
Données manquantes	1	0,07	100,00
Total	1387	100,00	
A travaillé au cours des 12 derniers mois			
Non	707	50,97	50,97
Oui	677	48,81	99,78
Données manquantes	3	0,22	100,00
Total	1387	100,00	

Annexe 2 Prévalence de la violence conjugale et de la coercition reproductive par province

Tableau 13 Prévalence de la violence conjugale et de la coercition reproductive chez les femmes en union au cours des 12 derniers mois qui ont précédé l'enquête par province de résidence

Variable	N	Effectif (n)	Percentage (%) ^a	IC95 %
VIOLENCE CONJUGALE				
Ont été victimes de n'importe quelle violence conjugale au cours des 12 derniers mois de la part de leur partenaire				
Kinshasa	703	250	35,3	(31,3 – 39,5)
Kongo central	684	213	29,7	(25,9 – 33,7)
Ont été victimes de violence conjugale (physique et/ou sexuelle) au cours des 12 derniers mois de la part de leur partenaire				
Kinshasa	703	149	20,7	(17,3 – 24,3)
Kongo central	684	140	18,0	(15,1 – 21,3)
Ont été victimes de violence physique au cours des 12 derniers mois de la part de leur partenaire				
Kinshasa	703	87	12,5	(9,9 – 15,7)
Kongo central	684	96	11,9	(9,6 – 14,8)
Ont été victimes de violence sexuelle au cours des 12 derniers mois de la part de leur partenaire				
Kinshasa	703	96	12,1	(9,6 – 15,1)
Kongo central	684	89	12,2	(9,8 – 15,2)
Ont été victimes de violence émotionnelle au cours des 12 derniers mois de la part de leur partenaire				
Kinshasa	703	191	27,6	(23,9 – 31,6)
Kongo central	684	170	24,0	(20,6 – 27,8)
COERCITION REPRODUCTIVE				
Ont subi une coercition reproductive au cours des 12 derniers mois de la part de leur partenaire				
Kinshasa	702	83	11,7	(9,1 – 14,8)
Kongo central	684	82	11,0	(8,7 – 13,9)

^a Pourcentage pondéré

Annexe 3 Prévalence de la violence conjugale selon les caractéristiques sociodémographiques des répondants

Tableau 14: Prévalence de la violence conjugale au cours des 12 derniers mois qui ont précédé l'enquête selon les caractéristiques sociodémographiques des participants

Caractéristiques des répondants	Violence conjugale
	N (%) ^a
Niveau d'éducation du couple	
Bas – Bas	41 (29,5)
Haut – Haut	335 (33,0)
Femme est plus instruite que l'homme	16 (42,3)
Femme est moins instruite que l'homme	71 (30,7)
Religion	
Sans religion	32 (31,9)
Catholique	77 (33,3)
Protestante	69 (29,1)
Kimbanguiste	30 (36,4)
Autres chrétiens	172 (31,8)
Autres religions	78 (35,8)
Manquants	5 (28,3)
Statut d'emploi (12 derniers mois)	
N'a pas travaillé	228 (30,0)
A travaillé	235 (35,2)
Quintile de richesse	
Le plus bas	108 (35,9)
Le second	80 (30,9)
Moyen	96 (36,7)
Quatrième	91 (28,9)
Le plus élevé	87 (30,1)
Province ou région de résidence	
Kinshasa	250 (35,3)
Kongo Central	213 (29,7)
Parité ou nombre d'enfants	
Nullipare	18 (28,8)
1 à 2 enfants	161 (31,3)
3 à 4 enfants	160 (34,3)
5 enfants et plus	124 (32,5)
Age (en groupe)	
15-24	81 (32,4)
25-34	198 (32,8)
35-49	184 (32,2)
Total	463 (32,5)

^a Pourcentage pondéré

Annexe 4 Prévalence de la coercition reproductive selon la présence/absence de la violence conjugale

Tableau 15 Prévalence de la coercition reproductive selon la présence/absence de la violence conjugale au cours des 12 derniers mois qui ont précédé l'enquête

	Expérience de la coercition reproductive			
	N	Effectif (n)	Percentage (%) ^a	IC95 %
VIOLENCE CONJUGALE				
Ont été victimes de n'importe quelle violence conjugale au cours des 12 derniers mois de la part de leur partenaire				
Non	924	69	7,2	(5,5 – 9,4)
Oui	462	96	19,9	(16,1 – 24,5)
Total	1386	165	11,3	(9,6 – 13,4)

^a Pourcentage pondéré

Résumé

La violence conjugale est un problème grave de santé publique, surtout dans les pays à faible revenu. Elle entraîne des conséquences très néfastes sur la santé physique, mentale et reproductive de la femme et elle limite son pouvoir décisionnel en matière de santé reproductive. En s'appuyant sur les données de Performance Monitoring for Action (PMA), ce mémoire de master a examiné l'association entre l'expérience de la violence conjugale et les résultats en matière de santé reproductive, plus spécifiquement les besoins non satisfaits d'espacement et de limitation des naissances. Les modèles de probabilité linéaire ont porté sur un échantillon de 1387 femmes en union vivant en République démocratique du Congo (RDC), toutes âgées de 15 à 49 ans. Notre étude suggère que la violence conjugale est positivement associée aux besoins non satisfaits en planification familiale, et que cette violence conjugale et la coercition à la reproduction interagissent pour augmenter les risques des besoins non satisfaits en planification familiale. Ces résultats soulignent l'importance de répondre de manière appropriée à la violence conjugale lors de la fourniture de services de santé sexuelle et reproductive à toutes les femmes, en particulier celles qui vivent en union.

Mots-clés : violence conjugale, besoin non satisfait, coercition reproductive, planification familiale, RD Congo