

Facteurs Associés A La Gestion Des Déchets Médicaux Des Ménages Dans La Zone De Santé De Kananga, En Rd. Congo

Beya Ngindu Vincent

Masterant

Ecole De Télécommunication Et Télédétection Spatiale (Ets)

Université Nationale Pédagogique (Upn)

Chef De Travaux A L'institut Supérieur Des Techniques Médicales (Istm-Kananga)

Idrissa Assoumani Zabo

Chercheur En Microbiologie Et Botanique

Professeur Ordinaire A L'université Pédagogique Nationale (Upn)

Animateur De L'unité De Recherche-Développement En Pédagogie Et Santé Publique A L'upn.

Mulaji Kyela Crispin

Chercheur En Chimie Analytique Et Environnemental, Gestion Et Traitement Des Déchets, Monitoring Environnemental, Pollution Et Remédiation Des Sites Et Sols Dégradés, Microbiologie Environnementale

Professeur Ordinaire A L'université De Kinshasa (Unikin)

Angoboy Ilondea Bhely

Chercheur Permanent A L'inera (Institut National Pour Etudes Et Recherches Agronomiques) Rdc

Professeur Associé A L'université Pédagogique Nationale (Upn)

Biakampa Nzambi Monique

Chercheuse En Santé Communautaire

Assistante A L'istm-Kananga

Infirmière Superviseure De La Zone De Santé De Ndesha En Charge De La Santé Familiale Et De La Santé Sexuelle Et Reproductive Des Adolescents Et Jeunes Adultes (Ssraj)

Résumé

La gestion des déchets médicaux ménagers constitue un défi majeur pour la santé publique et l'environnement, particulièrement dans les pays en développement où les infrastructures de gestion font souvent défaut.

L'objectif de cette étude est d'identifier les déterminants de la gestion des déchets médicaux ménagers dans la zone de santé de Kananga.

Il s'agit d'une enquête transversale descriptive menée auprès de 384 ménages, à l'aide d'un questionnaire structuré. L'analyse statistique a utilisé le test du khi-carré et la régression logistique binaire.

Les résultats révèlent que seulement 33,6 % des ménages assurent une gestion adéquate de leurs déchets médicaux.

Les facteurs de risque identifiés ($p < 0,05$, $OR > 1$) sont le sexe féminin du chef de ménage, l'âge avancé et la faible pratique d'élimination. A l'inverse, les facteurs protecteurs ($p < 0,05$, $OR < 1$) sont le milieu de vie urbain, la religion chrétienne, la perception d'une aide financière, la présence de maladie chronique, l'auto-prise en charge des malades chroniques ainsi qu'un niveau faible de connaissance des risques.

Ces résultats montrent que la gestion des déchets médicaux dans les ménages de Kananga demeure largement informelle, exposant la population à des risques sanitaires et environnementaux considérables. Une intervention institutionnelle multisectorielle, intégrant la participation communautaire, s'avère indispensable pour améliorer la gestion sécurisée de ces déchets au niveau domestique.

Mots-clés : gestion des déchets médicaux, ménages, facteurs de risque, facteurs protecteurs, pratiques d'élimination, maladies chroniques, connaissances, Kananga.

Date of Submission: 24-10-2025

Date of Acceptance: 04-11-2025

I. Introduction

Dans le contexte domestique, une gestion rationnelle des déchets médicaux implique que les ménages qui les génèrent adoptent des comportements conformes aux normes d'hygiène et de sécurité, évitant ainsi les risques d'infection, d'intoxication, de traumatisme ou de pollution environnementale. Elle comprend donc des pratiques visant à assurer la manipulation, le tri, le stockage et l'élimination sécurisée des déchets d'origine médicale produits à domicile, dans le respect des normes d'hygiène et de protection de l'environnement. Et elle constitue un indicateur clé du comportement des ménages face aux risques sanitaires et environnementaux associés aux déchets médicaux. Enfin, la bonne gestion suppose que les ménages reconnaissent la dangerosité potentielle des déchets médicaux et les éliminent selon des méthodes sûres et conformes aux recommandations sanitaires.

Plusieurs études soulignent que la gestion des déchets médicaux hospitaliers est priorisée dans les politiques publiques et la recherche, au détriment des déchets médicaux ménagers, alors que ces derniers présentent également des risques sanitaires et environnementaux similaires : blessures par les sharps, infections, intoxication, contamination environnementale, etc. (Al-Khatib & Sato, 2020 ; WHO, 2022 ; UNEP, 2023). Ce déséquilibre crée un "angle mort" réglementaire et scientifique. D'où la nécessité d'élargir les politiques de gestion intégrée des déchets médicaux (Windfeld & Brooks, 2020) et d'en élargir également la recherche.

Cependant, quelques études ont été menées dans divers pays sur les pratiques de gestion des déchets médicaux des ménages. Certaines de ces études ont mis en évidence les déterminants majeurs qui influencent les pratiques des ménages dans ce domaine. Elles indiquent que la gestion inadéquate des déchets médicaux produits dans les ménages résulte d'une combinaison complexe des facteurs individuels, socio-économiques, institutionnels et structurels. Aucune n'a été faite en République Démocratique du Congo.

En occident, les pratiques des ménages varient selon les pays. Mais le facteur majeur est l'existence ou non de systèmes de retour des médicaments, et leur notoriété auprès du public (OCDE, 2022).

Dans les pays en voie de développement, les facteurs de la gestion des déchets médicaux domestiques varient selon les études et selon les pays. Par exemple, en Afrique du Sud, le manque de sensibilisation, l'absence des politiques spécifiques, la mauvaise infrastructure et le manque de suivi communautaire ont été identifiés comme déterminants de la mauvaise gestion des déchets médicaux et produits à domicile (Matlakala, 2024). Alors qu'au Ghana, Udofia (2017) a conclu que le sexe et le statut éducatif du répondant sont des facteurs associés aux ménages signalant des préjudices dus aux déchets médicaux ménagers. Au Bangladesh, une relation statistiquement significative ($p < 0,05$) a été constatée entre la gestion des déchets médicaux et le niveau de connaissances, le diplôme et le sexe (Hossain, 2022).

Sommes toutes, nous pouvons regrouper les facteurs qui ont été identifiés par certaines études, à titre illustratif.

Les facteurs sociodémographiques identifiés sont le sexe du chef de ménage (Donacho *et al.*, 2023 ; Bayu EK, 2023), son âge (Mutua *et al.*, 2021), le milieu de vie (Wandji *et al.*, 2020 ; Mfinanga *et al.*, 2021), la taille du ménage (Ravindra *et al.* (2020), l'ancienneté résidentielle (Hounsa *et al.*, 2018 ; Yameogo *et al.*, 2021) et le statut locatif (Amoah *et al.*, 2020 ; Magagula *et al.*, 2022).

Les facteurs économiques mis en évidence sont le niveau d'instruction (Ravindra *et al.*, 2020 ; Twngaka *et al.*, 2024), la profession (Wandji *et al.*, 2020 ; Magagula *et al.*, 2022) et le revenu mensuel (Mathilde, 2019 ; Ravindra *et al.*, 2020 ; Nkula *et al.*, 2023).

Les perceptions du risque (Udofia *et al.*, 2017), la vision fataliste de la maladie (Konan, 2019), les croyances traditionnelles et le manque de suivi médical personnalisé sont des facteurs liés aux comportements qui ont été mis en évidence.

Tandis que certains facteurs sanitaires identifiés sont la présence d'un malade chronique dans le ménage (Abebe *et al.*, 2021), l'automédication (Moussé *et al.*, 2019) et les contacts des ménages avec les structures sanitaires (Patil et Shekdar, 2001).

Rappelons les pratiques inadéquates de la gestion des déchets médicaux des ménages entraînent des risques importants pour la santé publique et l'environnement ; notamment la contamination des sols et des eaux, la prolifération de résistances antimicrobiennes et des accidents de piqûre accidentelle, en particulier chez les enfants (CICR, 2011 ; WHO, 2022 ; UNEP, 2023).

La reconnaissance de ces facteurs et la mise en place de stratégies intégrées de gestion, incluant l'éducation communautaire et le renforcement du cadre réglementaire, sont essentielles pour améliorer la sécurité sanitaire et environnementale.

Aucune étude en République Démocratique du Congo n'a été faite exclusivement sur les déchets médicaux des ménages afin d'en identifier ni les pratiques de gestion, ni les facteurs associés, ni les impacts sanitaires et environnementaux. Toutes les études à notre portée ne cadrent qu'avec les déchets médicaux des milieux hospitaliers. C'est ainsi que nous avons mené notre recherche dans l'objectif d'inventorier les déterminants de la mauvaise gestion des déchets médicaux domestiques, après avoir inventorié ses pratiques courantes.



Il est ressorti de cette étude sur les pratiques que 90,9 % des ménages génèrent les déchets médicaux, 76,3 % d'entre eux les entreposent, dont seulement 19,8 % pendant une bonne durée (≤ 48 heures) et 4,8 % dans un contenant à DASRI. Les déchets pharmaceutiques sont les plus stockés (93,9 %). Le motif principal de procuration des produits médicaux est l'automédication (36,1 % des entreposants).

Les techniques d'élimination les plus utilisées sont l'enfouissement (68,6 %) et le rejet dans la nature (53,6 %). Seuls 42,3 % des ménages entreposants assurent une élimination à faible risque. La plupart des sujets (68,2 %) connaissent au moins un de leurs risques, principalement l'intoxication (60,2 %), l'infection (59,9 %) et les traumatismes (58,6 %). Le niveau de gestion rationnelle des déchets médicaux domestiques est de 33,6 %, avec un score moyen de 7,6/13, IC à 95 % de 7,3–7,9 (Beya Ngindu Vincent et al, 2025).



II. Méthodologie

Milieu d'étude

Nous avons mené notre étude dans la zone de santé de Kananga, ville de Kananga, province du Kasai-Central, en République Démocratique du Congo. Cette zone de santé est la plus représentative de la province en termes de démographie et des infrastructures tant publiques que privées, sanitaires, éducatives, financières, nationales et internationales. Elle est subdivisée en 23 aires de santé dont 17 urbaines et 6 rurales. C'est donc une zone de santé à prédominance urbaine servant une population de 364.007 habitants répartis sur une superficie de 300 Km², avec une densité de 1.213 habitants/Km² : 307 205 habitants se trouvent dans les aires urbaines (soit 84,4 % de la population totale) et 56 802 habitants sont répartis dans les aires rurales (soit 15,6 % de la population totale) (Bureau Central de la Zone de santé BCZ, 2023).

Méthode, technique et instrument

Notre étude est d'approche quantitative, de type descriptif à visée transversale. La collecte des données est faite entre février et juin 2024, par la méthode d'enquête par sondage à travers la technique de questionnaire d'enquête.

Cet instrument de mesure a été administré ou assisté pour une grande partie des sujets (exigence de clarifier chacune des questions), et auto-administré pour certains. Cette approche mixte a été choisie pour nous adapter aux profils variés de nos sujets d'étude.

Il a été procédé à la validation du faciès (questions appropriées) et du contenu (couverture de toutes les dimensions) de ce questionnaire d'enquête. Cette validation a été faite indépendamment par des experts en environnement et en santé publique, afin d'assurer la pertinence, la clarté et la neutralité des questions.

Après la validation, le questionnaire a été soumis à un pré-test dans la zone de santé de Ndesha (ville de Kananga) afin d'évaluer la compréhension des questions par les répondants, le temps nécessaire pour l'administration. Ce qui a permis des ajustements, voire d'ajouts avant la descente sur terrain.

Echantillon

La taille de l'échantillon a été calculée par la formule de Fischer : $n = Z^2 \cdot p(1-p) / d^2$:

- ✓ n = taille de l'échantillon,
 - ✓ z = niveau de confiance : à 95%, $z = 1,96$,
 - ✓ p = proportion estimée de la population qui présente la caractéristique : étant inconnue dans notre cas, $p = 0,5$ (ce qui voudrait dire que 50% des ménages ont des pratiques rationnelles de gestion de déchets médicaux),
 - ✓ d = marge d'erreur tolérée : elle est de 5% dans cette étude ($d=0,05$). Ce qui veut dire que nous voulons connaître la proportion réelle à 5% près.
- Ainsi, $n = 1,96^2 \times 0,5(1-0,5)/0,05^2 = 384$.

L'échantillon est délimité par le procédé aléatoire stratifié divisant la population en strates homogènes : urbain-rural, puis cellules ou avenues, enfin ménages.

Par choix raisonné, nous avons retenu d'enquêter dans 7 aires de santé sur 23 (soit 30,4 %) dont 5 aires urbaines et 2 rurales ; pour des raisons liées à la représentativité du milieu urbain et rural (environ 30% dans chaque catégorie), aux ressources disponibles (humaines, financières, matérielles et logistiques) et à la faisabilité sur terrain (accessibilité géographique, sécurité, disponibilité des participants).

Par la technique de probabilité proportionnelle à la taille (PPT), les 384 sujets à enquêter devaient être répartis de la manière suivante : 308 (80,2% de l'échantillon) dans les cinq aires de santé urbaines et 76 (19,8%) dans les deux AS rurales (**tableau 1**). Toutefois, lors de la collecte des données, nous avons réussi à collecter les données sur 305 sujets dans les aires de santé urbaines (soit 79,4%) et 79 sujets dans les AS rurales (soit 20,6%). Globalement, le taux de réponses est de 100 %, vu la disponibilité et l'assiduité de nos 7 enquêteurs.

Ce procédé a garanti que tous les sites aient une probabilité égale d'être inclus, réduisant le risque de biais de sélection.

La répartition prévisionnelle de l'échantillon est présentée dans le tableau suivant :

La répartition prévisionnelle de l'échantillon est présentée dans le tableau suivant :						
N°	Aires de santé (AS)		Population	Ménages	%	n
1.	AS urbaines	20-mai	20401	3778	18,9	73
2.		Biancky 1	10080	1867	9,3	36
3.		Kamay Prison	18678	3459	17,3	66
4.		Malole/Mulombodi	15652	2899	14,5	56
5.		SNEL	21705	4019	20,1	77
		<i>Sous-total 1</i>	<i>86515</i>	<i>16021</i>	<i>80,2</i>	<i>308</i>
6.	AS rurales	Muamba Mbuyi	8158	1511	7,6	29
7.		Tubuluku	13225	2449	12,3	47
		<i>Sous-total 2</i>	<i>21383</i>	<i>3960</i>	<i>19,8</i>	<i>76</i>
	Total		107898	19981	100,0	384

Critères d'inclusion

N'ont été interviewés que les sujets ayant répondu aux **critères** ci-après :

- ✓ Etre le chef d'un ménage ou une personne adulte (âgé d'au moins 18 ans) responsable, connaissant les pratiques du ménage,
- ✓ Etre présent à son domicile le jour de l'enquête,
- ✓ Consentir verbalement à participer librement à l'étude,
- ✓ Répondre à toutes les questions en français ou en tshiluba (langue locale) et
- ✓ Accepter de nous montrer ce qu'on affirme posséder comme déchets médicaux.

Considérations éthiques

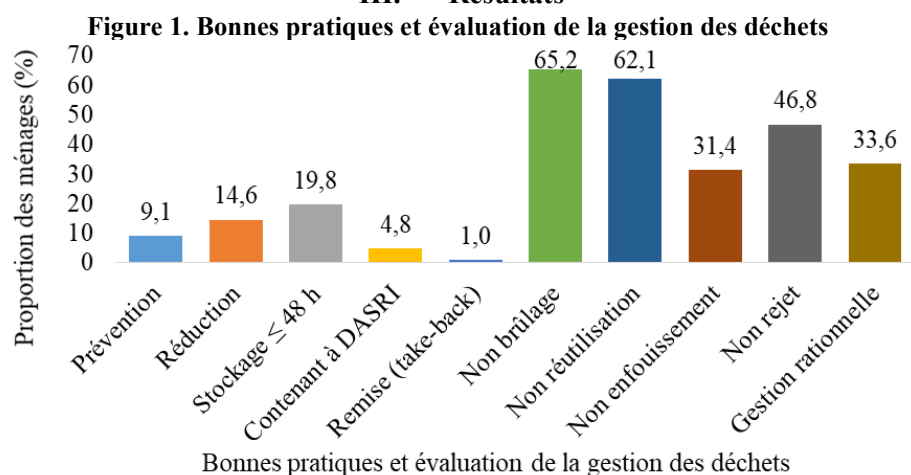
Dans le déroulement de cette recherche, nous avons tenu compte de principes et règles éthiques suivants : le consentement éclairé des enquêtés, le respect de la vie privée, la confidentialité et la justice ou sélection équitable des individus. C'est suite à ces aspects éthiques que la plupart des ménages n'ont pas accepté que nous photographions leurs déchets, puisqu'ils étaient prévenus que nous les publieront.

Saisie et analyse des données

La saisie des données a été faite sur un masque élaboré sur une feuille Excel et traitées sur SPSS version 26. Ce logiciel nous a permis de réaliser l'analyse descriptive (fréquences, proportions, moyennes), les tableaux croisés pour le test d'association de Bravais-Pearson ou test de Khi-carré (**tableaux 1 à 4**) et la régression logistique binaire nécessaire à l'identification des facteurs associés à la gestion des déchets médicaux des ménages (**tableau 5**), objet de cette étude, à travers la valeur de probabilité (p), celle de l'Odds-ratio (OR) et des intervalles de confiance (IC) à 95 %. Une variable indépendante est corrélée à la gestion des déchets (variable dépendante) lorsque p-value est inférieure à 0,05, IC ne contiennent pas la valeur 1 et OR est inclus dans les IC. Seules les variables indépendantes dont le test de Khi-carré indiqué un lien statistique ($p < 0,05$) étaient soumises à la régression logistique binaire.

La variable dépendante, « la gestion des déchets médicaux des ménages », a deux modalités : « Bonne (rationnelle) », sans risques (codifiée par 0) et « mauvaise (irrationnelle) », à risques (codifiée par 1). Ainsi, dans la régression logistique binaire, $OR > 1$ indique un facteur de risque (associé à la mauvaise gestion), et un $OR < 1$ indique un facteur protecteur (qui réduit la probabilité de mauvaise gestion).

III. Resultats



La figure 1 fait constater que le niveau global de gestion rationnelle des déchets médicaux des ménages est de 33,6 % (soit 129 ménages sur 384 qui ont réalisé un score de 8–13 points sur 13). Globalement, le score moyen de gestion de déchets est de 7,6/13, avec les IC à 95 % de 7,3–7,9 (marge d'erreur : 0,3).

Elle indique en outre que les bonnes pratiques de gestion les plus utilisées sont le non-brûlage et la non-réutilisation des produits et équipements médicaux : elles sont exercées respectivement par 65,2 % et 62,1% des ménages. Les autres bonnes pratiques sont le non rejet des résidus médicaux dans la nature (46,8 %), le refus de les enfouir (31,4 %) et la remise ou take-back (1 %).

Tableau 1. Caractéristiques sociodémographiques et gestion des DMM

Variables	Catégories	Gestion rationnelle des DMM						Paramètres statistiques		
		Non		Oui		Total				
		n	%	n	%	n	%	X ²	dl	p
Sexe	Masculin	161	62,9	95	37,1	256	66,7	4,255	1	0,039
	Féminin	94	73,4	34	26,6	128	33,3			
Age	18-25	58	55,8	46	44,2	104	27,1	13,715	4	0,008
	26-36	96	72,2	37	27,8	133	34,6			
	37-47	46	62,2	28	37,8	74	19,3			
	48-58	25	65,8	13	34,2	38	9,9			
	59-69	30	85,7	5	14,3	35	9,1			
Milieu	Urbain	210	68,9	95	31,1	305	79,4	3,977	1	0,046
	Rural	45	57,0	34	43,0	79	20,6			
Statut matrimonial	Marié	163	68,8	74	31,2	237	61,7	18,773	4	0,001
	Célibataire	27	51,9	25	48,1	52	13,5			
	Union libre	15	45,5	18	54,5	33	8,6			
	Divorcé	18	90,0	2	10,0	20	5,2			
	Veuf	32	76,2	10	23,8	42	10,9			
Taille du ménage	2 – 4	62	57,9	45	42,1	107	27,9	4,767	3	0,190
	5 – 7	80	69,6	35	30,4	115	29,9			
	8 – 10	79	69,9	34	30,1	113	29,4			
	11 – 13	34	69,4	15	30,6	49	12,8			
Ancienneté dans le quartier	2 – 5 ans	63	61,8	39	38,2	102	26,6	2,474	2	0,290
	6 – 9 ans	48	63,2	28	36,8	76	19,8			
	10 ou plus	144	69,9	62	30,1	206	53,6			
Statut locatif	Propriétaire	157	70,4	66	29,6	223	58,1	5,965	3	0,113
	Locataire	77	59,2	53	40,8	130	33,9			
	Colocataire	10	58,8	7	41,2	17	4,4			
	Gardien	11	78,6	3	21,4	14	3,6			
Total		255	66,4	129	33,6	384	100,0			

La lecture de ce tableau 1 nous fait constater que 33,6 % des ménages gèrent les déchets médicaux de manière rationnelle. Il indique en outre qu'avec une significativité (p) inférieure à 0,05, trois variables

sociodémographiques sont en lien avec la gestion des déchets médicaux des ménages, à savoir, le sexe du chef de ménage ($p=0,039$), son âge ($p=0,008$), le milieu de vie du ménage ($p=0,046$), le statut matrimonial ($p=0,001$).

Tableau 2. Caractéristiques socioculturelles et gestion des DMM

Variables	Catégories	Gestion rationnelle des DMM						Paramètres statistiques		
		Non		Oui		Total		X ²	dl	p
		n	%	n	%	n	%			
Religion	Chrétienne	207	69,2	92	30,8	299	77,9	6,445	2	0,040
	Africaine	38	60,3	25	39,7	63	16,4			
	Musulmane	10	45,5	12	54,5	22	5,7			
Niveau d'études	Primaire	24	55,8	19	44,2	43	11,2	11,468	2	0,003
	Secondaire	133	75,1	44	24,9	177	46,1			
	Supérieur	98	59,8	66	40,2	164	42,7			
Total		255	66,4	129	33,6	384	100,0			

Il ressort de ce tableau 2 que la religion ($p=0,040$) et le niveau d'études ($p=0,003$) ont une corrélation avec la gestion des déchets médicaux.

Tableau 3. Caractéristiques économiques et gestion des DMM

Variables	Catégories	Gestion rationnelle des DMM						Paramètres statistiques		
		Non		Oui		Total		X ²	dl	p
		n	%	n	%	n	%			
Profession	Agent de l'Etat	87	65,9	45	34,1	132	34,4	6,307	6	0,390
	Prosanté	35	58,3	25	41,7	60	15,6			
	Artisan	31	68,9	14	31,1	45	11,7			
	Agent du privé	24	63,2	14	36,8	38	9,9			
	Opérateur éco.	25	83,3	5	16,7	30	7,8			
	Agent de sécurité	20	71,4	8	28,6	28	7,3			
	Aucune	33	64,7	18	35,3	51	13,3			
Revenu	<200	188	66,7	94	33,3	282	73,4	17,260	2	0,000
	200-500	54	79,4	14	20,6	68	17,7			
	>500	13	38,2	21	61,8	34	8,9			
Aide financière	Oui	139	72,4	53	27,6	192	50,0	6,175	1	0,013
	Non	116	60,4	76	39,6	192	50,0			
Total		255	66,4	129	33,6	384	100,0			

Il est indiqué par le tableau 3 que le revenu mensuel ($p=0,000$) et l'assistance financière ($p=0,000$) sont des variables économiques qui sont en forte corrélation avec la gestion des déchets médicaux des ménages.

Tableau 4. Caractéristiques sanitaires / contextuels et gestion des DMM

Variables	Catégories	Gestion rationnelle des DMM						Paramètres statistiques		
		Non		Oui		Total		X ²	dl	p
		n	%	n	%	n	%			
Niveau de connaissance des risques	Excellent	87	62,1	53	37,9	140	36,5	6,494	2	0,039
	Moyen	83	76,1	26	23,9	109	28,4			
	Faible	85	63,0	50	37,0	135	35,2			
	Total	255	66,4	129	33,6	384	100,0			
Niveau d'élimination des déchets	Excellent	91	73,4	33	26,6	124	42,3	36,176	2	0,000
	Moyen	105	95,4	5	4,6	109	37,2			
	Faible	60	100,0	0	0,0	60	20,5			
	Total	255	87,0	38	13,0	293	100,0			
Maladie chronique	Oui	84	77,8	24	22,2	108	28,1	8,710	1	0,003
	Non	171	62,0	105	38,0	276	71,9			
	Total	255	66,4	129	33,6	384	100,0			
Lieu de soins des malades chroniques	Domicile	67	81,7	15	18,3	82	75,9	5,059	2	0,080
	ESS	16	69,6	7	30,4	23	21,3			
	Autre	1	33,3	2	66,7	3	2,8			
	Total	84	77,8	24	22,2	108	100,0			
Soigneur des malades chroniques	Malade	28	96,6	1	3,4	29	26,9	11,591	3	0,009
	Parenté	25	67,6	12	32,4	37	34,3			
	Prosanté	30	76,9	9	23,1	39	36,1			
	Autre	1	33,3	2	66,7	3	2,8			
	Total	84	77,8	24	22,2	108	100,0			
Motif de procuration de produits médicaux	Automédication	87	84,5	16	15,5	103	35,2	1,790	3	0,617
	Autotraitement	55	91,7	5	8,3	60	20,5			
	T3 à domicile	89	87,3	13	12,7	102	34,8			
	T3 ambulatoire	24	85,7	4	14,3	28	9,6			
	Total	255	87,0	38	13,0	293	100,0			

Le tableau 4 ressort que quatre variables sanitaires et contextuels sont en corrélation avec la gestion des déchets médicaux au sein des ménages, à savoir : le niveau de connaissances des risques ($p=0,039$), le niveau d'élimination des déchets ($p=0,000$), la présence d'un malade chronique dans le ménage ($p=0,003$) et le soigneur des maladies chroniques ($p=0,009$).

Tableau 5. Régression logistique binaire (code 1 : gestion irrationnelle)

Variables indépend.	B	E.S	Wald	ddl	p	OR	IC 95 %
Sexe	0,489	0,238	4,218	1	0,040	1,631	[1,023–2,602]
Age	0,222	0,092	5,795	1	0,016	1,249	[1,042–1,497]
Milieu de vie	-0,513	0,259	3,931	1	0,047	0,599	[0,361–0,994]
Statut marital	0,058	0,080	0,527	1	0,468	1,060	[0,906–1,241]
Religion	-0,261	0,109	5,742	1	0,017	0,771	[0,623–0,954]
Etudes	-0,170	0,165	1,068	1	0,301	0,843	[0,610–1,165]
Revenu	-0,286	0,165	3,023	1	0,082	0,751	[0,544–1,037]
Aide financière	-0,541	0,219	6,125	1	0,013	0,582	[0,379–0,893]
Maladie chronique	-0,765	0,263	8,490	1	0,004	0,465	[0,278–0,778]
Soignant	-0,665	0,296	5,028	1	0,025	0,514	[0,288–0,920]
Niveau connaissance	0,324	0,129	6,252	1	0,012	0,723	[0,561–0,932]
Niveau d'élimination	2,162	0,467	21,459	1	0,000	8,685	[3,480–21,677]

Le tableau 5 a permis d'identifier que 9 variables sont des facteurs associés à la gestion irrationnelle des déchets médicaux au niveau des ménages ($p < 0,05$, OR $\neq 1$ et IC 95% n'incluant pas 1), à savoir :

▪ **Quatre facteurs sociodémographiques et culturels :**

- 1) Sexe : $p = 0,040$, OR = 1,631, IC à 95 % = [1,023–2,602]
- 2) Age : $p = 0,016$, OR = 1,249, IC à 95 % = [1,042–1,497]
- 3) Milieu de vie : $p = 0,047$, OR = 0,599, IC à 95 % = [0,361–0,994]
- 4) Religion : $p = 0,017$, OR = 0,771, IC à 95 % = [0,623–0,954]

▪ **Un facteur économique :**

- 5) La perception de l'aide financière : $p = 0,013$, OR = 0,582, IC à 95 % = [0,379–0,893]

▪ **Quatre facteurs sanitaires et contextuels :**

- 6) Maladie chronique : $p = 0,004$, OR = 0,465, IC à 95 % = [0,278–0,778]
- 7) Soignant : $p = 0,025$, OR = 0,514, IC à 95 % = [0,288–0,920]
- 8) Niveau connaissance : $p = 0,012$, OR = 0,723, IC à 95 % = [0,561–0,932]
- 9) Niveau d'élimination : $p = 0,000$, OR = 8,685, IC à 95 % = [3,480–21,677]

IV. Discussion Des Résultats

Bonnes pratiques de la gestion des déchets médicaux des ménages

La **figure 1** regroupe les bonnes pratiques de gestion des déchets médicaux par les ménages, dans des faibles proportions de réalisation pour la plupart d'entre elles :

- a) Le **non-brûlage** des résidus médicaux : c'est la pratique la plus répandue (65,2 % des ménages). En effet, le brûlage à ciel ouvert pose des risques importants : émissions de polluants atmosphériques, risques d'explosion ou d'incendie, et exposition des habitants à des fumées toxiques (OMS, 2014). Ceux qui ne la pratiquent pas préviennent des risques sanitaires et environnementaux.
- b) La **non réutilisation** des restes des médicaments et équipements de soins : c'est aussi l'une des pratiques les plus répandues (62,1 % des ménages). Elle constitue le bon indicateur de conscience de risque sanitaire. Son taux était de près de 80% dans l'étude d'Udofia à Accra (Ghana).
- c) Le **non rejet** des déchets médicaux dans la nature : 46,3 % des ménages ne jettent pas leurs déchets dans la nature (ravin, rue, eaux ou marigots, jardin, etc.). Cette proportion a été de 27,2 % dans l'étude de Habte en Erythrée.
- d) Les autres pratiques courantes : le non-enfouissement (31,4 %) et la réduction ou le non-entreposage (23,7 %) ainsi que le bref entreposage (19,8 %).
- e) Les bonnes techniques, pratiquées rarement, sont la prévention (9,1 %), l'utilisation des contenants séparatifs non perforables (4,8 %) et la remise (1 %). Les études antérieures n'ont pas envisagé particulièrement ces pratiques qui peuvent faire l'objet des études ultérieures.

En résumé, les pratiques de gestion des déchets médicaux à domicile dans la zone de santé de Kananga sont caractérisées par un stockage prolongé, un entreposage non sécurisé et des méthodes d'élimination inappropriées. Cela expose les ménages et l'environnement à de multiples risques sanitaires et écologiques. Ces constats soulignent l'urgence d'un système structuré de collecte, d'une sensibilisation communautaire et d'un encadrement réglementaire pour améliorer la gestion domestique des déchets médicaux.



Facteurs associés à la gestion des déchets médicaux des ménages

Notre discussion porte sur la recherche des déterminants ou facteurs associés à la gestion des déchets médicaux au sein des ménages de la zone de santé de Kananga. Nous y analysons un à un toutes les variables indépendantes catégorisées en « sociodémographiques », « culturelles », « économiques » et « sanitaires/contextuels ».

Les facteurs sociodémographiques

Sexe des chefs de ménages

Du **tableau 1**, il ressort que notre échantillon contient 66,7 % de chefs de ménage de sexe masculin et 33,3% de sexe féminin, soit une sex-ratio de 2, indiquant que les hommes sont deux fois plus nombreux que les femmes à la tête des ménages enquêtés. Cette répartition contraste avec celle observée dans l'EDS-RDC II (2014), où un chef de ménage sur quatre (25%) est une femme. Bien que l'EDS-RDC III (2024) n'ait pas actualisé cette variable, les tendances nationales suggèrent une lente progression du nombre de femmes chefs de ménage, surtout en milieu urbain.

Le taux de gestion irrationnelle des déchets médicaux est de 73,4 % dans les ménages dirigés par des femmes contre 62,9 % dans ceux dirigés par les hommes. Cette différence est statistiquement significative ($X^2 = 4,255$, $df = 1$, $p = 0,039$), indiquant que le sexe du chef de ménage est associé à la gestion des déchets médicaux à domicile.



La régression logistique binaire (tableau 3.5) confirme cette corrélation : $p = 0,040$, $OR = 1,631$, IC à 95 % = [1,023–2,602]. Le sexe du chef de ménage apparaît comme un facteur de risque significatif ($OR > 1$) : les ménages dirigés par une femme présentent un risque 1,63 fois plus élevé de mauvaise gestion comparés à ceux dirigés par un homme ($OR = 1,631$; $p = 0,040$).

Cette situation peut être expliquée par le fait que les femmes ont généralement des ressources économiques et décisionnelles limitées, le moindre accès à l'information et les contraintes de lourdes charges domestiques (nettoyage, soins aux enfants, cuisine, etc.).

Nos résultats contrastent avec ceux observés dans d'autres études. A titre illustratif, Amoah et al. (2020) ont constaté au Ghana que le sexe du chef de ménage n'était pas significativement lié aux pratiques de gestion des déchets médicaux. De même, Oyekale (2019), au Nigeria, souligne que les connaissances et pratiques en matière de gestion des déchets sont davantage influencées par le niveau d'instruction, la situation économique et la proximité des services de santé que par le sexe.

D'autres études portant exclusivement sur les ordures ménagères ont révélé une association, mais en sens inverse où les ménages dirigés par les hommes étaient 88 % moins susceptibles de pratiquer le tri que ceux

dirigés par les femmes (Donacho *et al.*, 2023). Et les femmes sont souvent plus engagées dans les activités de ménage liées aux déchets, malgré des nombreuses contraintes domestiques (Bayu EK, 2023).

En somme, dans notre contexte exclusif aux déchets médicaux, le sexe féminin apparaît comme un facteur associé négativement à la gestion des déchets médicaux ménagers. Ce qui suggère l'intégration du genre dans les politiques publiques de gestion des déchets médicaux.

Age des chefs de ménages

Notre échantillon a été subdivisé en cinq classes d'âge des chefs des ménages interrogés. Le **tableau 1** révèle que 27,1 % des sujets ont entre 18–25 ans, 34,6 % entre 26–36 ans, 19,3 % entre 37–47 ans, 9,9 % entre 48–58 ans, et 9,1 % entre 59–69 ans ; avec un **âge moyen de 35,7 ans**. Cette distribution montre que 61,7% des répondants sont de jeunes adultes (18–36 ans), une tranche d'âge couramment responsable d'un ménage urbain. Ce qui corrobore approximativement l'EDS-RDC III (2024), qui identifie près de 70 % de chefs de ménage âgés de 15–35 ans, bien que notre étude n'a recensé aucun adolescent de moins de 18 ans.

Le tableau 1 indique également que la proportion la plus élevée de gestion irrationnelle (85,7 %) est observée chez les chefs de ménage les plus âgés (59–69 ans), et la proportion la plus faible (55,8 %) est observée dans la tranche des chefs les moins âgés (18–25 ans). Les tranches intermédiaires présentent également des proportions intermédiaires (mais élevées) de mauvaise gestion : 72,2 % dans la tranche de 26–36 ans, 62,2 % pour la tranche de 37–47 ans et 65,8 % pour celle de 48–58 ans.



La différence entre les tranches d'âge est statistiquement significative ($X^2 = 13,715$, $dl = 4$, $p = 0,008$), suggérant que l'âge est en corrélation avec la gestion des déchets médicaux à domicile. Une tendance bien confirmée par notre étude à travers la régression logistique (**tableau 5**) : $p = 0,016$, $OR = 1,249$, $IC \text{ à } 95 \% = [1,042–1,497]$: l'âge du chef de ménage est positivement associé à la mauvaise gestion, avec une augmentation du risque de 24,9 % pour les chefs âgés (59–69 ans) par rapport aux plus jeunes (18–25 ans).

Ces résultats corroborent ceux trouvés par une étude menée au Nigéria par Oyekale (2019) qui a révélé une corrélation entre l'âge et les pratiques de gestion des déchets médicaux : les jeunes adultes étant plus exposés aux risques en raison de comportements impulsifs et d'un manque de sensibilisation. Par ailleurs, au Kenya, Mutua *et al.* (2021) ont observé que les chefs de ménage plus âgés (> 55 ans) sont souvent moins impliqués dans la gestion active des soins à domicile, laissant cette tâche aux femmes ou aux jeunes adultes.

Néanmoins, la tendance significative indiquée dans notre étude peut se justifier par le fait que les jeunes adultes (18–25 ans) sont un groupe d'âge souvent mieux informé grâce à une éducation récente, à la sensibilisation scolaire ou universitaire et aux campagnes de santé publique sur les réseaux sociaux. Ils pourraient être généralement plus réceptifs aux nouvelles recommandations et peuvent adopter plus facilement de bons comportements environnementaux. Quant aux seniors actifs (37–58 ans), ils sont un groupe d'âge qui a acquis une forte expérience de gestion au foyer et a assisté à l'évolution des normes sanitaires. Ils peuvent aussi être très concernés par la santé et la sécurité, tant pour eux-mêmes que pour leur famille, d'où un bon score dans la gestion des déchets médicaux domestiques.

Mais les adultes moyens (26 à 47 ans) sont un groupe souvent très sollicité par d'autres responsabilités (enfants, occupation professionnelle, etc.) et accorde moins d'attention ou de temps à la gestion minutieuse de déchets, malgré des connaissances suffisantes. Tandis que les aînés (59–69 ans) peuvent rencontrer des difficultés d'adaptation aux consignes, soit par manque de formation récente, soit par habitudes anciennes.

Milieu de vie

Le **tableau 1** montre que notre échantillon est composé de 79,4 % de ménages vivant dans les aires de santé urbaines, contre 20,6 % en milieu rural (zones périphériques ou ceinture verte). Cette répartition reflète la démographie réelle de la zone de santé de Kananga, mais elle est différente de celle rapportée dans l'EDS-RDC III (2024), où 41,4 % des personnes interviewées se trouvent dans les milieux urbains et 58,6% dans les milieux ruraux. Cette divergence est attribuable aux objectifs distincts de chaque étude.

En termes de gestion des déchets médicaux, le tableau 3.1 révèle que 68,9 % des ménages urbains appliquent une mauvaise gestion contre 57 % dans les ménages ruraux. Cette différence est statistiquement significative ($X^2 = 3,977$, $dl = 1$, $p = 0,046$), indiquant que le milieu de vie est en lien avec les pratiques de gestion. La régression logistique (tableau 3.5 : $p = 0,047$, $OR = 0,599$, $IC \text{ à } 95 \% = [0,361-0,994]$) indique que le milieu urbain, bien que présentant une proportion brute plus élevée de mauvaise gestion (68,9% vs 57% en milieu rural), est associé à une réduction ajustée du risque de mauvaise gestion ($OR < 1$), suggérant l'influence d'autres variables confondantes dans ce contexte.

Le milieu urbain de résidence est donc un facteur protecteur de la bonne gestion des déchets médicaux domestiques : les ménages urbains sont 0,4 fois susceptibles de mauvaise gestion que les ménages ruraux.



Cette corrélation peut s'expliquer par plusieurs facteurs. En milieu urbain, la production de déchets médicaux est plus élevée, notamment en raison de l'automédication et de l'accès aux pharmacies, ce qui génère des volumes plus importants de déchets. De plus, les contraintes d'espace, la promiscuité et le manque de dispositifs publics de collecte des déchets médicaux augmentent la probabilité d'une gestion irrationnelle. En revanche, en milieu rural, les ménages produisent généralement moins de déchets et peuvent avoir recours à des pratiques d'enfouissement dans des zones peu peuplées, réduisant ainsi les risques immédiats d'exposition.

Des résultats identiques ont été observés au Cameroun par Wandji et al. (2020), où les populations rurales avaient tendance à mieux gérer les déchets médicaux, en raison de leur moindre usage de dispositifs médicaux et d'un attachement plus fort aux pratiques traditionnelles d'élimination. En Tanzanie, Mfinanga et al. (2021) ont aussi noté que les zones urbaines, bien que mieux équipées en infrastructures de soins, souffrent d'une gestion plus anarchique des déchets à cause de l'absence de filières spécialisées et d'une urbanisation rapide non maîtrisée.

Ces résultats soulignent un paradoxe sanitaire : malgré la concentration des services de santé en milieu urbain, les conditions de gestion des DMM y sont moins favorables. Cela appelle à renforcer les dispositifs spécifiques dans les villes comme Kananga : campagnes d'information, formation des ménages, création de points de collecte spécialisés, et intégration des déchets médicaux dans les politiques municipales d'assainissement.

Statut matrimonial

Parmi les chefs de ménages interrogés, 61,7 % se déclarent mariés, tandis que 38,3% sont soit célibataires (13,5 %), veufs (10,9 %), en union libre (8,6 %) ou divorcés (5,2 %). Ces proportions diffèrent de celles de l'EDS-RDC III (2024), qui rapporte que 36,4 % des chefs de ménage sont mariés, 34,1 % célibataires, 20,5 % en union libre, 6,9 % divorcés ou séparés et 2,1 % veufs (**tableau 1**). Cette divergence peut s'expliquer par les spécificités urbaines et culturelles de la zone de santé de Kananga.

La gestion irrationnelle des déchets médicaux varie selon le statut matrimonial : elle est plus élevée chez les divorcés (90 %) que chez les personnes en union libre (45,5 %), avec des proportions intermédiaires chez les veufs (76,2 %), les mariés (68,8 %) et les célibataires (51,9 %). Cette différence est statistiquement significative ($X^2 = 18,773$; $dl = 4$; $p = 0,001$), indiquant le lien entre le statut matrimonial et la gestion des déchets médicaux ménagers. Mais ce lien n'est pas confirmé par la régression logistique binaire : $p = 0,468$, $OR = 1,060$, $IC \text{ à } 95 \% = [0,906-1,241]$.



Des tendances similaires ont été observées en Éthiopie, où Beyene et al. (2018) ont constaté que les célibataires avaient une meilleure gestion des déchets médicaux à domicile que les personnes mariées, probablement en raison de leur exposition plus fréquente à l'information sur la santé. En revanche, au Nigeria, l'étude d'Obiechina et al. (2020) a trouvé que le statut matrimonial n'avait pas d'effet direct mais jouait un rôle indirect via des facteurs comme la taille du ménage et l'âge du chef de ménage.

Ainsi, bien que non significatif statistiquement, le statut matrimonial peut être un indicateur secondaire influençant les comportements en matière de gestion des DMM, en interaction avec d'autres déterminants comme l'âge, l'éducation ou le niveau de revenu. Il serait utile d'approfondir cette relation dans des études qualitatives ou longitudinales.

Taille du ménage

Dans notre échantillon, 27,9 % des ménages comptent 2 à 4 membres, 29,9 % en ont 5 à 7, 29,4 % ont 8 à 10 membres, et 12,8 % en ont 11 à 13 (**tableau 1**) ; avec une taille moyenne de **6,8 membres**. Ce qui n'est pas cohérent avec les résultats de l'EDS-RDC II (2014), où la taille moyenne des ménages en RDC est estimée à 5,3 membres.

En ce qui concerne la gestion des déchets médicaux, le tableau 3.1 indique que le taux de gestion irrationnelle augmente généralement à mesure que la taille du ménage augmente : 57,9 % pour les petits ménages (2–4 membres), 69,6 % pour les moyens (5–7 membres), 69,9 % pour les grands (8–10 membres), et enfin à 69,4 % pour les très larges ménages (11–13 membres). Cependant, cette variation n'est pas statistiquement significative ($X^2 = 4,767$, $dl = 3$, $p = 0,190$), montrant que la taille du ménage n'est pas directement corrélée à la gestion des déchets médicaux domestiques.



Mais une étude menée en Inde par Ravindra et al. (2020) a montré que les petits ménages avaient une meilleure gestion des déchets biomédicaux, notamment en raison de leur capacité à contrôler les volumes produits et à suivre des consignes sanitaires. De même, au Cameroun, Wandji et al. (2020) ont observé que les ménages plus petits adoptaient plus facilement les bonnes pratiques, tandis que les ménages nombreux faisaient face à un défi logistique lié à la dispersion des responsabilités. Ce qui est totalement différent de nos résultats.

Ancienneté résidentielle

Le **tableau 1** indique que 53,6 % des ménages de notre échantillon ont une ancienneté locative de plus de 9 ans dans l'aire de santé résidentielle. Par ailleurs, 26,6 % y résident depuis 2 à 5 ans et 19,8 % depuis 6 à 9 ans.

En analysant les pratiques de gestion des déchets médicaux, on observe une augmentation du taux de gestion irrationnelle avec l'ancienneté : 61,8 % pour les ménages résidant depuis 2–5 ans, 63,2 % pour ceux de 6–9 ans, et 69,9 % pour ceux de 10–13 ans. Le test de Khi-carré indique que cette différence n'est pas statistiquement significative ($X^2 = 2,474$, $dl = 2$, $p = 0,290$) : ce qui indique une absence de corrélation entre l'ancienneté résidentielle et gestion des déchets ménagers.



Une étude réalisée au Bénin par Hounsa et al. (2018) souligne que les ménages récemment installés dans une localité adoptent plus facilement des pratiques conformes, influencés par les actions d'éducation sanitaire et l'intégration dans les groupes communautaires. De même, au Burkina Faso, Yameogo et al. (2021) ont observé que les anciens habitants étaient moins enclins à modifier leurs pratiques d'hygiène, sauf en cas d'intervention extérieure forte (campagne de vaccination, épidémie, inspection sanitaire).

Nos résultats invitent à renouveler régulièrement les messages de santé publique et à ne pas négliger les ménages anciennement établis dans les programmes d'intervention.

Statut locatif

Le **tableau 1** de notre étude indique enfin que 58,1 % des répondants sont propriétaires de leur logement, 33,9 % sont locataires, 4,4% sont des colocataires et 3,6 % sont des gardiens. Cette diversité de statut résidentiel permet d'apprécier si le sentiment de propriété ou la précarité d'occupation peut influencer la gestion des déchets médicaux.

La proportion de gestion irrationnelle des déchets médicaux est plus élevée chez les gardiens (78,6 %) et les propriétaires (70,4 %) comparés aux locataires (59,2) et aux colocataires (58,8 %). Toutefois, cette différence n'est pas statistiquement significative ($X^2 = 5,965$, $dl = 3$, $p = 0,113$), indiquant que le statut locatif n'est pas en lien direct avec la gestion des déchets médicaux à domicile.



Au Ghana, une étude d'Amoah et al. (2020) a mis en évidence que les locataires suivaient davantage les règles de tri des déchets ménagers, en raison des règlements imposés par les propriétaires [ou les copropriétaires]. En Afrique du Sud, Magagula et al. (2022) ont également observé que les ménages sans titre de propriété appliquaient mieux les consignes sanitaires en matière de gestion des déchets pharmaceutiques, par peur d'éviction ou de réprimande communautaire.

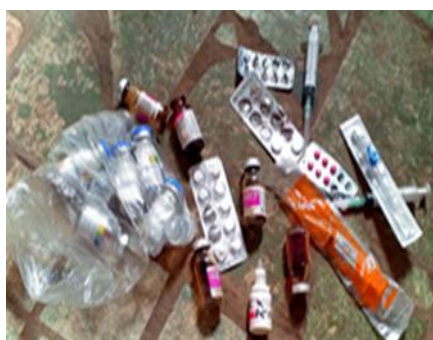
Ainsi, bien que le statut locatif n'apparaisse pas comme un facteur déterminant significatif, il peut interagir avec des éléments sociaux comme la pression sociale, le sentiment de responsabilité, ou les normes imposées par le voisinage ou les autorités locales. Ces interactions justifient l'intégration du statut résidentiel dans les plans de sensibilisation ciblée.

Facteurs socioculturels

1. Religion

Les résultats du **tableau 2** indiquent que 77,9 % des enquêtés sont des chrétiens, 16,4 % sont les adeptes des religions africaines ou autochtones (kimbanguistes, Sainte Sara, Sacrificateurs et autres) et 5,7 % sont des musulmans.

Ce tableau fait constater que les ménages chrétiens présentent un taux de mauvaise gestion plus élevé (69,3 %) comparés aux ménages affiliés à des religions africaines (60,3 %) ou à l'islam (45,5 %). Cette différence est statistiquement significative ($X^2 = 6,445$, $dl = 4$, $p = 0,040$), ce qui indique que la religion est un facteur associé à la gestion des déchets médicaux à domicile.



Cette corrélation est attestée par la régression logistique binaire : $p = 0,017$, $OR = 0,771$, $IC \text{ à } 95 \% = [0,623-0,954]$. La religion chrétienne est donc un facteur protecteur par rapport aux africanistes autochtones et musulmans ($OR = 0,771$; $p = 0,017$).

Cette association peut être expliquée par le fait que les communautés islamiques mettent l'accent sur la pureté rituelle et les pratiques d'hygiène, ce qui pourrait influencer positivement la gestion des déchets médicaux dans leurs ménages. Les religions africaines regroupent souvent des individus très engagés dans une tradition formelle, mais parfois plus ouverts aux normes sanitaires modernes véhiculées par les médias ou les programmes communautaires.

Ces résultats ne corroborent pas ceux qui ont été rapportés par Alemayehu et al. (2021) en Ethiopie : ils ont noté une absence de corrélation significative entre appartenance religieuse et gestion des déchets ménagers, malgré des écarts de comportement. Ils sont également similaires à ceux trouvés en Tanzanie par Mfinanga et al. (2021) : ils ont souligné que la religion n'était pas un facteur prédictif significatif, bien que certaines doctrines encourageant la propreté et la discipline personnelle.

En résumé, certaines religions favorisent des comportements favorables à l'hygiène : il est donc pertinent de collaborer avec les leaders religieux dans les campagnes de sensibilisation, compte tenu de leur influence communautaire.

2. Niveau d'études

Au **tableau 2**, 88,8 % des chefs de ménages interrogés déclarent être instruits : 46,1 % ont suivi des études secondaires, 42,7 % ont un niveau supérieur ou universitaire, tandis que 11,2 % n'ont qu'un niveau primaire. Cela signifie que notre échantillon est essentiellement composé de personnes alphabétisées.

La gestion irrationnelle des déchets médicaux ménagers semble paradoxalement moins fréquente chez les personnes faiblement instruites : 55,8 % des chefs ayant un niveau primaire, contre 75,1 % pour ceux ayant fait des études secondaires et 59,8 % pour ceux ayant un niveau supérieur. Le test de Khi-carré montre une différence très significative entre ces proportions ($X^2 = 11,468$, $dl = 2$, $p = 0,003$). Ce qui indique une corrélation entre le niveau d'instruction et la gestion des déchets médicaux. Mais, la régression logistique (tableau 5) montre que cette association n'est pas statistiquement significative : $p = 0,301$, $OR = 0,843$, $IC \text{ à } 95 \% = [0,610-1,165]$.



Toutefois, la tendance inverse à celle décrite dans la littérature (où les sujets à faible instruction ont de bonnes pratiques que celles instruites) pourrait s'expliquer par des facteurs contextuels (confondants) locaux tels que la disponibilité à domicile, la perception du rôle éducatif dans la gestion des déchets ou des biais comportementaux liés au statut socio-éducatif, des pratiques culturelles spécifiques. Elle n'est pas liée au niveau d'études lui-même.

Ce qui ne corrobore pas d'autres études. Par exemple, Twngaka et al. (2024) ont montré que l'insuffisance de connaissances et de formation sur la manipulation des déchets conduit à des comportements inappropriés et dangereux pour la santé et l'environnement. En Inde, Ravindra et al. (2020) ont également établi que les personnes les moins instruites étaient moins sensibilisées aux risques liés à la gestion inadéquate des déchets biomédicaux.

En résumé, le niveau d'études n'est pas un facteur explicatif indépendant de la gestion irrationnelle des déchets médicaux. Cela plaide pour une sensibilisation continue, adaptée à tous les niveaux scolaires et à tous les groupes sociaux.

Facteurs économiques

1. Profession

Le **tableau 3** révèle que 34,4 % des chefs de ménage sont des agents ou fonctionnaires de l'État, 15,6 % sont des professionnels de santé (Prosanté), 13,3 % n'ont aucune occupation professionnelle, 11,7 % sont artisans, 9,9 % travaillent dans le secteur privé, 7,8 % sont des opérateurs économiques et 7,3 % sont des agents de sécurité.

La pratique de mauvaise gestion des déchets médicaux ménagers varie de façon irrégulière selon les professions, allant de 83,3 % chez les opérateurs économiques à 58,3 % chez les Prosanté. Toutefois, cette différence n'est pas statistiquement significative ($X^2 = 6,307$, $dl = 6$, $p = 0,390$) : la profession du chef de ménage n'a donc pas de lien direct avec la gestion des déchets médicaux.

Néanmoins, certaines observations méritent attention. Le fait que les professionnels de santé aient une meilleure gestion pourrait s'expliquer par une plus grande connaissance des risques des déchets médicaux et celle de leurs modes d'élimination.



À l'inverse, les opérateurs économiques et certains travailleurs du secteur informel pourraient être moins présents à domicile, ou percevoir la gestion des DMM comme une responsabilité secondaire. De plus, le niveau d'exposition aux messages de santé publique varie selon les catégories socioprofessionnelles.

Au Cameroun, une étude menée par Wandji et al. (2020) a démontré que les professions influençaient peu la gestion des déchets ménagers, mais que le temps disponible à la maison et la proximité avec des services sanitaires étaient des facteurs explicatifs plus pertinents. En Afrique du Sud, Magagula et al. (2022) ont noté que les professionnels de santé avaient un meilleur niveau de connaissance, mais ne mettaient pas toujours ces connaissances en pratique dans leur vie privée, par manque de matériel ou de filières de collecte à domicile.

Ces résultats montrent que la profession ne suffit pas à elle seule pour prédire un comportement rationnel en matière de gestion des déchets médicaux. Elle doit être analysée en interaction avec d'autres facteurs comme l'éducation, la disponibilité, la conscience du risque et les infrastructures d'élimination disponibles dans le quartier.

2. Revenu mensuel

D'après les données **du tableau 3**, 73,4 % des ménages ont un revenu mensuel faible (moins de 200 USD), 17,7% ont un revenu moyen (entre 200 et 500 USD), et 8,9 % ont un revenu élevé (plus de 500 USD). Cette distribution reflète bien le contexte économique général de la zone de santé de Kananga, où une majorité des ménages vit sous le seuil international de pauvreté.

Quant à la pratique de gestion irrationnelle des déchets médicaux, elle varie significativement selon le revenu : 79,4 % chez les ménages à revenu moyen, 66,7 % chez ceux à revenu faible et 38,2 % chez ceux à revenu élevé. Cette distribution est statistiquement significative ($X^2 = 17,260$, $dl = 2$, $p = 0,000$), indiquant une corrélation entre le niveau de revenu et la gestion des DMM. Mais les résultats de la régression logistique (tableau 5) ne confirment pas cette relation : $p = 0,082$, $OR = 0,751$, $IC95 \% = [0,544-1,037]$.



Toutefois, dans le modèle de régression logistique, le revenu ne constitue pas un facteur majeur influençant les pratiques de gestion des déchets médicaux. La différence apparente entre les catégories de revenu pourrait être liée à des variables confondantes (niveau d'études, ancienneté locative, accès à l'information qui, une fois prise en compte, annulent l'effet propre du revenu.

Ce qui ne corrobore pas la littérature selon laquelle les ménages défavorisés sont souvent confrontés à un manque d'information, de moyens matériels (poubelles appropriées) ou de proximité avec des structures sanitaires, ce qui les conduit à stocker ou éliminer les déchets de manière inadéquate (Nkula *et al.*, 2023). Selon Mathilde (2019), les contraintes économiques limitent fortement l'accès à des pratiques environnementales durables, notamment en matière de tri ou d'élimination sécurisée des déchets médicaux. De même, Ravindra *et al.* (2020) ont également souligné que les familles à bas revenu entreposent davantage de déchets biomédicaux, faute de moyens pour leur traitement ou élimination.

Malgré nos résultats, toute stratégie d'amélioration devrait inclure des mesures spécifiques pour les ménages à faible revenu, notamment à travers des subventions, l'appui logistique ou l'implantation de dispositifs communautaires accessibles.

3. Réception d'aide financière

Le **tableau 3** fait voir que 50 % des ménages enquêtés déclarent recevoir une aide financière externe, tandis que l'autre moitié n'en bénéficie pas.

Mais la proportion de gestion non conforme des déchets médicaux est de 72,4 % dans les ménages recevant une aide financière contre 60,4 % dans les ceux ne recevant pas d'aide. Cette différence est statistiquement significative ($X^2 = 6,002$, $dl = 1$, $p = 0,014$), et la régression logistique (tableau 3.5) confirme cette corrélation : $p = 0,013$, $OR = 0,582$, $IC \text{ à } 95 \% = [0,379-0,893]$.



Autrement dit, recevoir une aide financière est associé à une probabilité plus élevée de mauvaise gestion des DMM. Ainsi donc, la perception d'une aide financière apparaît comme un facteur protecteur, réduisant le risque de mauvaise gestion de près de 42% ($OR = 0,582$).

Ces résultats font tout de même apparaître que les ménages vulnérables (qui reçoivent de l'aide) ont de mauvaises pratiques malgré cette assistance. Ce constat peut paraître contre-intuitif, mais il s'explique par plusieurs facteurs. D'abord, les aides financières externes (souvent irrégulières ou ciblées sur des besoins alimentaires ou médicaux) ne sont pas spécifiquement orientées vers la gestion des déchets, et les bénéficiaires ne reçoivent généralement ni outils, ni formation liés à cette problématique. Ensuite, ces aides peuvent générer un sentiment de dépendance ou de passivité, limitant l'initiative des ménages à adopter de meilleures pratiques environnementales.

Nos résultats font déduire que l'assistance financière, pour être efficace, doit être accompagnée de programmes de sensibilisation, de formation, et de responsabilisation, et non se limiter à une approche caritative. Sans cela, elle risque d'aggraver involontairement les inégalités en matière de santé publique et d'environnement. Puisque qu'il apparaît que les bénéficiaires d'aide sociale ont des pratiques inadéquates des déchets médicaux à domicile.

Facteurs sanitaires et contextuels

Connaissance des risques

Le **tableau 4** révèle que 36,5 % des chefs de ménage ont une connaissance excellente des risques liés aux déchets médicaux, 35,2 % ont une connaissance faible, tandis que 28,4 % ont une connaissance moyenne. En plus, 76,1 % des chefs de ménages ayant une connaissance moyenne des risques des déchets médicaux gèrent très mal leurs déchets. Ce taux de mauvaise gestion est de 63 % dans les ménages où le chef a une faible connaissance contre 62,1 % dans ceux où le chef a une bonne connaissance. Le test de khi-carré indique une différence significative ($X^2 = 6,494$, $dl = 2$, $p = 0,039$).

La régression logistique (tableau 5.) confirme que la gestion des déchets médicaux est corrélée de manière significative au niveau de connaissance de leurs risques : $p = 0,012$, $OR = 0,723$, $IC \text{ à } 95 \% = [0,561-0,932]$. Donc le niveau accru de connaissance des risques liés aux déchets est un facteur protecteur ($OR < 1$), réduisant le risque de mauvaise gestion de 28 %. Ce qui souligne l'importance de la sensibilisation.



En effet, cette distribution peut s'expliquer par divers facteurs. Les personnes ayant une bonne connaissance des risques peuvent être plus enclines à adopter certaines pratiques conformes en appliquant correctement leurs connaissances.

Ces résultats corroborent ceux d'Udofia et al. (2017), qui ont observé au Ghana que les perceptions du risque étaient fortement liées aux comportements : les personnes se croyant exposées à un danger lié aux déchets médicaux étaient trois fois plus susceptibles de signaler un préjudice que ceux qui ne se considéraient pas à risques. Cette étude souligne que la perception personnelle du risque d'infection motive l'adoption de comportements protecteurs. Cependant, Mfinanga et al. (2021), en Tanzanie, ont souligné que la connaissance seule ne garantit pas le changement de comportement, surtout lorsqu'elle n'est pas associée à une capacité d'action concrète (accès aux contenants, circuits d'élimination, etc.).

Cela plaide pour des approches qui ne se contentent pas de transmettre des connaissances, mais qui renforcent également les attitudes, l'appropriation des risques, et l'empowerment (autonomisation) communautaire. L'éducation sanitaire doit donc être couplée à une mise en situation, des outils pratiques et une stratégie d'accompagnement.

Niveau d'élimination des déchets

La lecture du tableau 3 ressort que 42,3 % des sujets pratiquent une élimination à faible risque, 37,2 % une élimination à risque moyen et 20,5 % une élimination à risque élevé.

Le niveau de gestion inadéquate des déchets médicaux est de 100 % lorsque le niveau d'élimination est faible (à risque élevé) et de 95,4 % lorsqu'il est moyen. Mais il descend à 73,4 % lorsque le niveau d'élimination est bon ou à faible risque. Khi-carré indique une différence très significative : $X^2 = 36,176$, $dl = 1$, $p = 0,000$. La régression logistique confirme cette forte corrélation : $p = 0,000$, $OR = 8,685$, $IC \text{ à } 95 \% = [3,480-21,677]$.



Le faible niveau d'élimination est donc un facteur de risque très significatif : les ménages ayant un niveau faible ont 8,7 fois plus de risque de présenter une mauvaise gestion des déchets médicaux que ceux pratiquant un bon niveau d'élimination.

Ces résultats traduisent le rôle déterminant des pratiques d'élimination dans la gestion des déchets médicaux. Un faible niveau d'élimination traduit souvent un manque de moyens techniques, d'infrastructures adaptées (point de collecte, tri, incinération, etc.) ou encore un déficit de sensibilisation aux procédures sécurisées.

Présences des maladies chroniques

Le **tableau 4** montre que 28,1 % des ménages ont au moins un membre souffrant d'une maladie chronique, qu'elle soit infectieuse ou non infectieuse, contre 71,9 % qui n'en ont pas. La gestion irrationnelle des déchets médicaux est plus élevée dans les ménages avec une personne souffrant d'une affection chronique (77,8 %) comparée à 62 % dans ceux n'ayant pas de malade chronique. Cette différence est très significative ($X^2 = 8,710$, $dl = 1$; $p = 0,003$).

La présence d'une maladie chronique dans un ménage est donc en corrélation avec la gestion irrationnelle des déchets médicaux. La régression logistique (tableau 5) confirme cette corrélation : $p = 0,004$,

OR = 0,465, IC à 95 % = [0,278–0,778]. Donc, la présence d'un malade chronique dans un ménage est statistiquement associée à la gestion des déchets médicaux que ce ménage produit et entrepose : mais c'est un facteur protecteur, diminuant de presque 54% la probabilité de mauvaise gestion (OR < 1).



En effet, les ménages avec des malades chroniques ont l'obligation de disposer en permanence des produits et dispositifs médicaux, souvent sans formation ni information sur les pratiques de stockage ou d'élimination appropriées. Il est aussi possible qu'ils soient soignés à domicile de manière informelle, sans accompagnement structuré, ou que la charge de soins détourne l'attention des bonnes pratiques. Aussi, de nombreux patients ou aidants familiaux ont recours à des pratiques non encadrées : duplication d'ordonnances, conservation prolongée de médicaments, ou copie de traitements auprès d'autres malades. En outre, une vision fataliste de la maladie, comme le souligne Konan (2019), peut conduire à négliger les précautions sanitaires, notamment pour des maladies perçues comme incurables ou liées à un destin inévitable.

Les croyances traditionnelles et le manque de suivi médical personnalisé aggravent la situation. Une étude menée par Abebe et al. (2021) en Ethiopie a également mis en évidence que les ménages hébergeant des malades chroniques étaient plus enclins à accumuler des DMM à domicile, souvent en raison du manque d'infrastructures adaptées ou de connaissances spécifiques.

En définitive, la présence d'un malade chronique dans un ménage est un facteur explicatif, protecteur de la gestion rationnelle des déchets médicaux domestiques. Ainsi, les politiques de santé publique doivent prévoir une prise en charge intégrée des malades chroniques, incluant non seulement l'accès aux soins, mais aussi une éducation adaptée à la gestion des déchets médicaux à domicile.

Lieu des soins des maladies chroniques

Le **tableau 4** indique encore que 75,9 % des maladies chroniques sont prises en charge à domicile, 21,3 % dans un établissement de soins de santé et 2,8 % dans des milieux alternatifs tels que les églises ou chez les tradipraticiens.

Concernant la gestion des déchets médicaux, ma proportion de mauvaise gestion est très élevée (81,7 %) dans les ménages où les malades chroniques sont soignés à domicile, comparée à 69,6 % dans les ménages où le malade est pris en charge dans un établissement de soins de santé et 33,3 % dans ceux ayant recours à un milieu alternatif. Cette différence n'est pas significative ($X^2 = 5,059$, $dl = 2$, $p = 0,080$).



Donc, le milieu de soins des malades chroniques n'est pas un facteur associé à la gestion des déchets médicaux domestiques. Toutefois, la distribution observée peut s'expliquer par le fait que lorsque les soins sont administrés par un professionnel dans une structure de santé, la responsabilité des déchets revient à l'établissement. En revanche, les soins à domicile engendrent la production de déchets médicaux sans dispositif structuré pour leur élimination. Cela entraîne une accumulation prolongée ou un rejet inapproprié dans l'environnement domestique.

Dans les milieux religieux ou traditionnels, bien que non équipés pour la gestion des déchets, les pratiques peuvent varier. Dans certains cas, les objets médicaux ne sont pas utilisés, ce qui réduit mécaniquement le volume de déchets à gérer. Il est aussi possible que les soignants informels gardent eux-mêmes certains objets, ou que les pratiques rituelles incitent à une élimination plus directe. Pour Mathilde (2019), la formation reçue dans les milieux de soins influence directement la conscience du risque sanitaire.

En somme, le lieu des soins n'est pas un facteur associé à la gestion des déchets médicaux domestiques, bien qu'il influence la nature, la quantité et le traitement de ces types de déchets. Mais la distribution souligne l'importance d'une intégration systématique des ménages dans les dispositifs de sensibilisation et de collecte, quel que soit le lieu où les soins sont administrés.

Soigneur des maladies chroniques

Le **tableau 4** fait également constater que 36,1 % des malades chroniques sont pris en charge par un professionnel de santé (Prosanté), 34,3 % sont soignés par leurs proches, 26,9 % s'auto-soignent et 2,8 % sont pris en charge par une « autre » personne (chef spirituel, tradipraticien, bénévole).

En ce qui concerne la gestion des déchets médicaux, la proportion de gestion non conforme est la plus élevée (96,6 %) dans les ménages où les malades chroniques s'auto-soignent. Elle reste élevée lorsque le malade chronique est pris en charge par un Prosanté (76,9 %) ou par un proche (67,6 %), pour descendre à 33,3 % quand il est soigné par une tierce (Pasteur, Tradipraticien, bénévole, etc.). Cette différence est statistiquement très significative ($X^2 = 11,591$, $dl = 3$, $p = 0,009$). La corrélation est confirmée par le modèle de la régression logistique : $p = 0,025$, $OR = 0,514$, $IC \text{ à } 95 \% = [0,288-0,920]$.



Donc, le type de soigneur des malades chroniques est un facteur associé la qualité de la gestion des déchets médicaux au sein des ménages : la prise en charge par un professionnel de santé, un proche ou un soignant religieux/tradipraticien réduit le risque de mauvaise gestion de 49 %, apparaissant comme un facteur protecteur.

En effet, plus le soignant est « extérieur » au foyer (religieux, tradipraticien, parenté, Prosanté), plus la gestion est rationnelle. En revanche, l'auto-soin est fortement associé à une gestion irrationnelle. Cela montre que la responsabilité collective ou communautaire améliore le comportement sanitaire, tandis que l'isolement du malade en autotraitement conduit à un abandon de bonnes pratiques.

Cependant, certaines interprétations supplémentaires peuvent être proposées. Les membres de la famille sont généralement plus impliqués au quotidien, observant les prescriptions et adaptant les gestes aux réalités du domicile. Ils peuvent ainsi appliquer des pratiques d'élimination plus rigoureuses, même en l'absence de formation spécialisée. Les professionnels de santé, bien qu'instruits, peuvent sous-estimer l'importance de l'encadrement à domicile, ou manquer de temps pour éduquer les familles sur les DMM. Quant aux auto-soignants, ils manquent souvent de connaissances et de recul critique, ce qui augmente le risque de pratiques inappropriées. Ces résultats rejoignent ceux d'une étude menée en Ethiopie où Abebe et al. (2021) ont montré que les soignants non formés, même familiaux, pouvaient adopter des pratiques plus sécurisées que certains soignants professionnels, du fait de leur engagement et de leur proximité émotionnelle avec le malade.

Il apparaît donc que la nature du lien soignant-soigné est un facteur déterminant : la responsabilité collective ou l'encadrement socio-culturel dans certains types de soins peut jouer un rôle crucial dans l'adoption de bonnes pratiques sanitaires. Cela implique la nécessité de former non seulement les soignants professionnels, mais aussi les aidants familiaux, en particulier dans les contextes de maladies chroniques à domicile.

Motifs de procuration de substances et équipements médicaux

Comme l'a indiqué la figures 3.8, le **tableau 3.4** ressort que 35,2 % des ménages se sont principalement procurés les substances et équipements médicaux par « automédication » ; 34,8 % pour un traitement à domicile, 20,5 % pour un autotraitement (malades chroniques) et 9,6 % à travers les soins hospitaliers ambulatoires.

Ce tableau précise que les pratiques de gestion des déchets médicaux sont globalement mauvaises à un taux de 91,7% en cas d'autotraitement, 87,3 % en cas de traitement médical à domicile, 85,7 % en cas de traitement ambulatoire et 84,5 % en cas d'automédication. Le test de Khi-carré indique l'absence de lien statistique entre le motif de procuration des substances et équipements sanitaires et la gestion des déchets médicaux au sein des ménages : $X^2 = 1,790$, $dl = 3$ et $p = 0,617$.



Toutefois, une étude menée au Bénin par Moussé et al. (2019) a révélé que l'automédication était fréquente et associée à une gestion inadéquate des déchets médicaux des ménages, notamment l'absence de tri ou l'usage des contenants inadaptés. De même, Patil et Shekdar (2001) ont révélé que les ménages ayant des contacts réguliers avec les structures sanitaires géraient mieux leurs déchets. Ce qui corrobore le taux plus élevé de gestion rationnelle trouvé dans notre étude dans le cas de traitement ambulatoire.

V. Conclusion

La présente étude avait pour objectif d'évaluer le niveau de gestion des déchets médicaux au sein des ménages de la zone de santé de Kananga, et d'identifier les principaux facteurs associés à cette pratique.

Les résultats obtenus ont révélé que seule une minorité de ménages, soit 33,6 %, assurent une gestion adéquate de leurs déchets médicaux, tant au niveau de leur production, de leur entreposage que de leur élimination. Cette faible proportion témoigne de l'existence de lacunes importantes en matière de sensibilisation, d'infrastructures et de comportements environnementaux responsables.

L'analyse multivariée a permis de mettre en évidence plusieurs facteurs sociodémographiques, économiques, sanitaires et contextuels influençant la gestion des déchets médicaux au niveau domestique. Certains de ces facteurs apparaissent comme des facteurs de risque de mauvaise gestion, tandis que d'autres jouent un rôle protecteur, favorisant des pratiques plus sûres et conformes.

➤ Les **facteurs de risque** de mauvaise gestion ($OR > 1$) sont :

- Sexe féminin du chef de ménage : $p = 0,040$; $OR = 1,631$; $IC\ 95\ \% = [1,023-2,602]$. Cette association pourrait s'expliquer par des ressources économiques limitées, un accès restreint à l'information sanitaire et la multiplicité des charges domestiques qui incombent souvent les femmes.
- Age avancé du chef de ménage : $p = 0,016$; $OR = 1,249$; $IC\ 95\ \% = [1,042-1,497]$. Ce qui peut être lié à une accessibilité réduite à l'information sanitaire, ou à une diminution de la mobilité et de l'autonomie fonctionnelle avec l'âge.
- Niveau d'élimination faible ou à risque élevé : $p = 0,000$; $OR = 8,685$; $IC\ 95\ \% = [3,480-21,677]$. Il traduit un manque de moyens techniques et d'infrastructures adaptées (points de collecte, dispositifs de tri, incinérateurs, etc.) ainsi qu'un déficit de sensibilisation aux pratiques d'élimination sécurisées.

➤ Les **facteurs protecteurs** ($OR > 1$) de la bonne gestion sont :

- Milieu urbain du ménage : $p = 0,047$, $OR = 0,599$, $IC\ 95\ \% = [0,361-0,994]$. Bien qu'il offre davantage de structures de soins, il présente paradoxalement une gestion moins rigoureuse, possiblement en raison de la promiscuité, du manque de systèmes de collecte organisés, et d'un anonymat social réduisant les comportements collectifs responsables.
- Religion chrétienne : $p = 0,017$, $OR = 0,771$, $IC\ 95\ \% = [0,623-0,954]$. La corrélation pourrait s'expliquer par l'absence des rites spécifiques de pureté et par une relative négligence ou méconnaissance des pratiques d'hygiène liées à la gestion des déchets.
- Perception de l'aide financière : $p = 0,013$, $OR = 0,582$, $IC\ 95\ \% = [0,379-0,893]$. Elle suggère que l'assistance économique seule ne suffit pas à l'amélioration de la gestion des déchets médicaux si elle n'est pas accompagnée d'actions d'éducation et de sensibilisation.
- Présence d'une maladie chronique : $p = 0,004$, $OR = 0,465$, $IC\ 95\ \% = [0,278-0,778]$. Elle entraîne une production continue de déchets médicaux, souvent sans dispositifs sécurisés d'élimination, exposant ainsi le foyer et la communauté à des risques sanitaires. Elle favorise aussi des pratiques improvisées et potentiellement dangereuses, surtout en dehors du circuit formel de soins.

- Auto-prise en charge par les malades chroniques : $p = 0,025$, $OR = 0,514$, $IC \text{ à } 95 \% = [0,288-0,920]$. Ce facteur montre que la responsabilité communautaire améliore les comportements sanitaires, tandis que l'isolement du malade en autotraitement favorise la négligence des bonnes pratiques, surtout en absence d'information, éducation et communication adéquates.
- Niveau élevé de connaissance des risques liés aux déchets médicaux : $p = 0,012$, $OR = 0,723$, $IC \text{ à } 95 \% = [0,561-0,932]$. Les personnes disposant d'une bonne connaissance des risques sont davantage enclines à adopter des pratiques conformes, traduisant une meilleure application des connaissances acquises.

Ces résultats soulignent la nécessité d'une approche intégrée, multisectorielle et contextualisée, combinant éducation, information, communication, réglementation, équipement et suivi communautaire, afin d'améliorer durablement les pratiques de gestion des déchets médicaux à l'échelle des ménages. L'étude appelle à une action urgente pour combler le vide normatif et opérationnel concernant les déchets médicaux domestiques, souvent négligés malgré les risques sanitaires et environnementaux qu'ils représentent.

Remerciements

Nous remercions tous les enquêteurs, les participants et les autorités locales qui ont facilité l'enquête.

Conflit d'intérêt

Les auteurs déclarent n'avoir aucun conflit d'intérêt.

Bibliographie

- [1]. Abebe, T., Bekele, A., & Mulugeta, H. (2021). Household Management Of Health Care Waste In Chronic Disease Settings In Addis Ababa. *BMC Public Health*, 21(1), 1153.
- [2]. Alemayehu, R., Adane, M. M., & Workie, H. M. (2021). Household Solid Waste Disposal Practices And Associated Factors In Ethiopia: A Cross-Sectional Study. "Environmental Health Insights", 15, 1–9.
- [3]. Al-Khatib, I. A., & Sato, C. (2020). Solid Health Care Waste Management Status At Health Care Centers In The West Bank – Palestinian Territory. *Waste Management*, 29, 298–306. <https://doi.org/10.1016/j.wasman.2009.03.014>
- [4]. Amoah, S. T., Edusei, A. K., & Baah, J. (2020). Household Health Waste Management Practices And Associated Factors In Urban Ghana. "International Journal Of Environmental Health Research", 30(4), 451–463.
- [5]. Bayu, EK. (2023). Gender And Urban Solid Waste Management : An Investigation Of The Challenges And Coping Mechanisms Of Women's In Municipal Solid Waste Management Practices In Gondar City Administration, Amhara Region Of Ethiopia. *Journal Of Environmental Current Research*, 6:038. <https://doi.org/10.24966/ESCR-5020/100039>
- [6]. Beya Ngindu, V., Assoumani, I., Mulaji, C., Angaboyi, B. & Biakampa, M. (2025). Evaluation De La Gestion Des Déchets Médicaux Des Ménages Dans La Zone De Santé De Kananga, En RD Congo, *Revue Belge*, 11(130), Sous Presse.
- [7]. Beyene, A., Hailu, D., & Tadesse, T. (2018). Household Solid Medical Waste Disposal Practices In Addis Ababa, Ethiopia. *Environmental Health And Preventive Medicine*, 23(1), 1–8.
- [8]. CICR (Comité International De La Croix Rouge), (2011). *Manuel De Gestion Des Déchets Médicaux*, Inédit, Genève.
- [9]. Donacho, D.O., Geneti, G.B., Kadir, M.R., Degeta G.H. & Fugaga, M.A. (2023). Household Waste Sorting Practice, And Factors Associated With Sorting Practice In Bedelle Town, Southwest Ethiopia. *PLOS Glog Public Health*, (3)1. <https://doi.org/10.1371/Journal.Pgph.0001288>
- [10]. EDS-RDC II. (2014). Enquête Démographique Et De Santé. Kinshasa : Ministère Du Plan Et Suivi De La Mise En Œuvre De La Révolution De La Modernité.
- [11]. EDS-RDC III. (2024). Enquête Démographique Et De Santé. Kinshasa : Ministère Du Plan.
- [12]. Hossain, F., Afroz, A., Arifin, S., Begum, M., & Jubayer, F. (2022). Facteurs Associés A L'état Actuel Des Connaissances, Des Attitudes Et Des Pratiques En Matière De Gestion Des Déchets Biomédicaux Parmi Les Professionnels De La Santé D'un Hôpital De Niveau Tertiaire A Cumilla, Au Bangladesh. *Ressources Naturelles Pour La Santé Humaine*, 2(4):427-432. <https://doi.org/10.53365/Nrhh/146613>
- [13]. Houmsa, A., Ayivi, B., & Dossa, A. (2018). Recours A L'automédication Et Perception Des Risques Au Bénin : Une Etude Qualitative. *Revue De Médecine Et Pharmacie*, 12(1), 45–52.
- [14]. Konan, J. (2019). Représentations Sociales De La Maladie Chronique Et Pratiques De Soins En Afrique De L'Ouest. *Santé Publique*, 31(6), 781–789.
- [15]. Magagula, B. K., Rampedi, I. T., & Yessoufou, K. (2022). Household Pharmaceutical Waste Management Practices In The Johannesburg Area, South Africa. *International Journal Of Environmental Research And Public Health*, 19(12), 7484. <https://doi.org/10.3390/ijerph19127484>
- [16]. Mathilde L. (2019). La Gestion Des Déchets Hospitaliers Par Les Etablissements De Santé : Un Triptyque Entre Enjeux Environnementaux, De Santé Humaine Et Economiques, Mémoire De Master 2, Droit De La Santé, Ecole Des Hautes Etudes En Santé Publique, Rennes. <https://documentation.ehesp.fr/Memoires/2019/Master2droitdelasante/Mat...>
- [17]. Matlakala, Z. (2024). Medical Waste Management: Study Of Household Practices And Potential Harm In The Developing Countries Like South Africa. Dissertation, Environmental Management, Selinus University Of Sciences Ant Literature.
- [18]. Mfinanga, S. G., Mchome, B., & Njalambaha, R. (2021). Urban Household Medical Waste Practices And Challenges In Dar-Es-Salaam, Tanzania. *Environmental Health Insights*, 15, 1–9.
- [19]. Moussé, R., Hounkpe, S., Dovonou, V., & Toko, A. (2019). Etat Des Lieux De La Gestion Des Déchets Médicaux Dans Les Ménages Urbains Au Bénin : Enjeux Et Perspectives. *Revue Africaine De Santé Publique*, 16(4), 45-53.
- [20]. Mutua, M., Oketch, R., & Abuya, T. (2021). Household Waste Management Practices And Their Association With Age And Gender In Urban Kenya. *Journal Of Urban Health*, 98(2), 285–297.
- [21]. Nkula N., G., Kongolot, B., Kudiakubanza K, A (2023). Impact Des Déchets Ménagers Sur L'environnement Et La Sante Dans La Périphérie De Kinshasa, RDC. *African Scientific Journal*, 3(16), 146-172. <https://doi.org/10.5281/Zenodo.7648565>
- [22]. Obiechina, G. O., Ezeama, C., & Okonkwo, R. C. (2020). Determinants Of Medical Waste Disposal Practices In Nigeria. *African Journal Of Medical And Health Sciences*, 19(1), 23–29.
- [23]. OMS. (2004). *Gestion Des Déchets D'activités De Soins – Manuel De Référence*. Genève, Organisation Mondiale De La Santé.

- [24]. Oyekale, A. S. (2019). Household Medical Waste Management In Nigeria: Determinants And Policy Implications. *International Journal Of Environmental Research And Public Health*, 16(3), 466. <https://doi.org/10.3390/ijerph16030456>
- [25]. Patil, A.D., Shekdar, A.V. (2001). Health-Care Waste Management In India. *Journal Of Environmental Management*, 63(2), 211-220. <https://doi.org/10.1006/jema.2001.0453>. PMID:11721600
- [26]. Ravindra, K., Rani, M., & Mor, S. (2020). Management Of Biomedical Waste In Households During COVID-19 Pandemic In India. *Environmental Science And Pollution Research*, 27, 36846–36854.
- [27]. Twngaka, D. Et Al. (2024). Household Awareness And Management Of Healthcare Waste In Sub-Saharan Africa. *Journal Of Environmental Health*, 19(1), 12–21.
- [28]. Udofia E.A., Gulis G. Et Fobil J. (2017). Déchets Médicaux Solides : Etude Transversale Des Pratiques D'élimination Des Déchets Ménagers Et Des Dommages Signalés Dans Le Sud Du Ghana, *Santé Publique BMC*, Volume 17(1), N° 464. <https://doi.org/10.1186/S12889-017-4366-9>
- [29]. UNEP (United Nations Environment Programmer). (2023). *Waste Management Outlook For Africa – Medical And Household Waste Section*.
- [30]. Van Wick, V., Mathee, A., & Naicker, N. (2015). Household-Generated Medical Waste: Public Health Implications. *South African Journal Of Science*, 111(3-4). 1-7. <https://doi.org/10.17159/Sajs.2015/20140065>
- [31]. Wandji, J., Fouda, P. M., & Tchana, A. B. (2020). Self-Medication And Related Health Risks In Urban Cameroon: A Cross-Sectional Study. *Pan African Medical Journal*, 35, 12.
- [32]. WHO (World Health Organization). (2022). *Global Assessment Of Health-Care Waste Management, Including Household-Generated Waste During COVID-19*. Geneva: WHO.
- [33]. Windfeld, E. S., & Brooks, M. S. (2020). Medical Waste Management – A Review. *Journal Of Environmental Management*, 163:98-108. <https://doi.org/10.1016/J.jenvman.2015.08.013>.
- [34]. Yameogo, P. B., Ilboudo, B., & Kafando, H. (2021). Adhésion Communautaire Et Gestion Des Déchets Médicaux Dans Les Zones Périurbaines d'Ouagadougou. « *Santé Publique* », 33(4), 561–570.