

## **Volonté et capacité à payer pour le ramassage des ordures ménagères et facteurs associés : cas de la banlieue dakaroise (Sénégal)**

Willingness and ability to pay for household waste collection and associated factors: the case of the Dakar suburbs (Senegal).

Auteur 1 : FAYE Salimata,.

**FAYE Salimata** (ORCID iD : 0009-0006-5201-3606, PhD)  
Université Cheikh Anta DIOP de Dakar  
Dakar - Sénégal

**Déclaration de divulgation :** L'auteur n'a pas connaissance de quelconque financement qui pourrait affecter l'objectivité de cette étude.

**Conflit d'intérêts :** L'auteur ne signale aucun conflit d'intérêts.

**Pour citer cet article :** FAYE Salimata (2026) « Volonté et capacité à payer pour le ramassage des ordures ménagères et facteurs associés : cas de la banlieue dakaroise (Sénégal) », African Scientific Journal « Volume 03, Num 36 » pp: 0482 – 0505.



DOI : 10.5281/zenodo.20414238

Copyright © 2026 – ASJ



## Résumé

La gestion des déchets ménagers constitue un défi important tant pour les pays développés que pour les pays en développement. Le présent article a pour objectif d'estimer la volonté et la capacité des ménages à payer pour le service de ramassage des déchets ménagers et d'identifier ses déterminants. Utilisant la méthode d'évaluation contingente, les résultats révèlent un montant du CAP moyen de l'ordre de 2034 FCFA par mois avec un écart-type de 1314 FCFA. Ce dernier est déterminé par le revenu des ménages, le niveau d'éducation du chef de ménage et les connaissances en gestion des déchets. Entre autres facteurs, les ménages plus aisés ou disposant d'un niveau d'éducation supérieur se montrent plus enclins à payer des montants plus élevés. La faible qualité et de la non fiabilité du service de collecte existant réduisent la propension à payer. Quant à la valorisation des déchets tels que le recyclage et la réutilisation, elle peut réduire la quantité de déchets à éliminer, par conséquent, le ménage peut ne pas être disposé à payer plus cher pour les déchets.

**Mots clés** : Environnement, développement durable, gestion des déchets, consentement à payer des ménages

**Abstract**

Household waste management presents a significant challenge for both developed and developing countries. Sustainable waste management is strongly determined by the participation and management behavior of households, primary producers. This paper aims to estimate households' willingness and ability to pay for the household waste management service and identify its determinants. The study is based on data collected as part of the project named "Vivre Avec l'Eau" ("Live With Water"), which seeks to mitigate the impact of flooding in the suburbs of Dakar while integrating waste management as a key dimension. Using the contingent valuation method, the results show an average monthly willingness to pay (WTP) of 2034 CFA francs with a standard deviation of 1314 CFA francs. WTP is strongly influenced by factors such as household income, the education level of the household head, and knowledge of waste management practices. Wealthier households or those with higher education levels are not only more willing to pay but also propose significantly higher amounts. The low quality and unreliability of the existing waste collection service reduce the willingness to pay. Furthermore, the perception of health risks associated with waste management is a key determinant in the willingness to contribute to waste collection services. Knowledge of waste management and sanitation practices increases households' willingness to pay for improved services. As for waste valorization, such as recycling and reuse, it may reduce the amount of waste to be disposed of, meaning that households may be less inclined to pay higher fees for waste services.

**Keywords** Environment, sustainable development, waste management, household willingness to pay

## Introduction

La production de déchets solides à l'échelle mondiale augmente de façon très rapide. Si elle a été estimée à 1,3 milliards de tonnes par an en 2012, elle a atteint à 2,01 milliards de tonnes par an en 2016. Augmentant à un rythme alarmant, elle devrait atteindre 2,2 milliards de tonnes en 2025 et plus que tripler d'ici 2050 (Kaza and al, 2018). En Afrique subsaharienne, elle est estimée à environ 62 millions de tonnes par an selon le même rapport. Il est à souligner que les estimations en Afrique se concentrent sur la production de déchets solides dans les centres urbains, les données en milieu rural étant quasi inexistantes (PNUE, 2018). La production de déchets en Afrique comme dans les autres pays en développement augmente de façon alarmante. Et les facteurs convoqués pour expliquer cette croissance sont essentiellement la dynamique démographique avec une classe moyenne croissante, l'urbanisation rapide et anarchique, les changements de modes de consommation et une absence de politique de gestion adéquate des déchets (PNUE, 2018 ; Ayvaz-Cavdaroglu et al., 2019). Même si la production de déchets par habitant en Afrique subsaharienne est encore la plus faible au monde, ces différents facteurs pourraient la faire devenir l'une des trois régions du monde les plus génératrices de déchets. Comme dans la grande majorité des pays en voie de développement, cette hausse de la production de déchets ne s'est pas accompagnée d'une amélioration de la capacité des services de collecte et d'élimination pour y faire face.

Au Sénégal, la production a atteint plus de 2,4 millions de tonnes de déchets par an dont environ 1,08 million de tonnes ne sont toujours pas collectées (Kaza and al., 2018). Cette situation est exacerbée par un contexte de pauvreté caractérisant le Sénégal comme la majeure partie des pays de la région qui disposent de ressources limitées. La gestion des déchets est reléguée parmi les moins prioritaires. Se pose ainsi un énorme défi de financement pour ce secteur. Or, avec une urbanisation de plus de 49% qui devrait atteindre plus de 60% en 2035 selon les projections de l'Agence Nationale de la Statistique et de la Démographie (ANSD) (ONU-Habitat, 2023), il doit impérativement faire face aux défis de la gestion de déchets. Conscient de l'existence d'un lien entre la gestion des déchets et plusieurs secteurs clés de développement tels la santé, l'environnement et l'agriculture entres autres, le Sénégal s'était doté d'un Programme national de gestion des déchets (PNGD) pour la période 2013-2020. Les réformes entreprises par le gouvernement pour revitaliser le secteur des déchets se sont traduites par la création en 2015 de l'Unité de Coordination de la Gestion des Déchets Solides (UCG). Cette entité publique unique était destinée à rationaliser tous les plans et services de gestion des déchets. Elle a permis de disposer d'une combinaison de services publics et privés. En vue d'assurer une triple

perspective de professionnalisation du secteur, de création d'emplois et de développement de l'industrie de la valorisation des déchets pour bâtir un « Sénégal avec des territoires zéro déchet », la Société Nationale de Gestion Intégrée des Déchets (SONAGED) a été créée pour prendre le relai de l'UCG.

Malgré la succession des projets et programmes mis en œuvre par le gouvernement avec l'appui des partenaires techniques et financiers, la gestion des déchets ménagers solides reste problématique au Sénégal comme dans les pays en développement (Ndiaye & al, 2021). Etant l'une des compétences transférées aux collectivités locales, ces dernières éprouvent en majeure partie des difficultés pour assurer correctement ce service faute de moyens financiers et techniques. Dans un contexte d'inondation, la gestion des déchets ménagers se pose avec acuité. Les risques d'inondation sont associés à une production supplémentaire de déchets. Ainsi, les conditions d'interventions risquent d'être plus complexes parce que devant porter non seulement sur ceux produits habituellement et ceux liés aux inondations. Une valeur ajoutée de cet article, c'est la prise en compte du contexte d'inondation dans la gestion des déchets qui doit se maintenir malgré les difficultés inhérentes à de telle situation. Cela peut se traduire sur le terrain par une faiblesse et l'irrégularité du service de collecte des déchets et de balayage des rues. Un tel contexte entraîne ainsi le recours par les ménages à des services informels de collecte des déchets effectuées en grande partie par les charretiers et la prolifération de dépôts anarchiques d'ordures ménagères (Faye, 2023). Si des efforts doivent être faits du côté de l'offre publique de service de gestion des déchets, il s'avère important de ne pas ignorer les possibilités du côté de la demande. La fourniture d'un service de collecte de déchets approprié et financièrement viable doit impliquer les ménages, principaux producteurs de déchets mais également victimes immédiates des effets des défaillances de ce service. Pour être efficaces, les politiques de gestion des déchets doivent prendre en compte la volonté des populations à y participer.

C'est dans cette perspective que s'inscrit le présent article portant sur la volonté et la capacité à payer des ménages pour le service de ramassage des ordures ménagères dans la banlieue dakaroise et les facteurs qui y sont associés. Son objectif principal est de proposer une politique tarifaire appropriée pour la gestion des déchets tenant compte du pouvoir d'achat des ménages. De manière spécifique, cet article cherche à estimer le consentement à payer (CAP) des ménages et d'identifier les variables socioéconomiques et liées au contexte d'inondations qui peuvent l'influencer, afin de dégager des recommandations pertinentes pour les décideurs en matière de politiques de gestion des déchets. Les données obtenues d'enquêtes menées dans le

cadre d'un projet de lutte contre les inondations dans la banlieue de Dakar nous donnent l'opportunité de mener une telle analyse. A travers une approche holistique, le projet « Vivre avec l'eau » a intégré une dimension gestion des déchets compte tenu du rôle qu'elle peut jouer dans l'aggravation des inondations. Sur un échantillon représentatif de 2911 ménages, la méthode d'évaluation contingente pour estimer la valeur du CAP des ménages pour le ramassage des déchets ménagers. Ainsi, le reste de cet article est organisée comme suit : la section 2 présente la description des données et la méthodologie utilisée. La section 3 analyse et discute les résultats de l'étude. Enfin, la section 4 est dédiée à la conclusion et aux recommandations.

## **1. Données et méthodologie**

### **1.1. Données et échantillon**

Les données utilisées dans cet article proviennent d'une enquête effectuée dans le cadre d'un projet de lutte contre les inondations « Vivre avec l'eau » (VAE), lancé en 2015 dans le cadre du programme BRACED financé par le Département britannique pour le développement international (DFID). L'objectif primordial de ce projet était de construire une véritable résilience et de réaliser un changement transformationnel en vue de résoudre le problème des inondations urbaines dans la banlieue dakaroise. A travers une approche holistique et participative, il a combiné plusieurs interventions. Au-delà de la réalisation d'infrastructures de drainage des eaux de pluies et travaux connexes, le projet VAE a intégré une dimension gestion des déchets. L'importance de celle-ci réside dans sa corrélation avec les inondations pour une meilleure prévention. La défaillance dans la gestion des déchets concoure à l'aggravation des inondations à travers l'obstruction des cours d'eau et des ouvrages de drainage pouvant empêcher leur fonctionnement optimal et compromettre leur durabilité. La gestion des déchets a incorporé les différentes étapes du traitement des déchets allant de la précollecte, en passant par la valorisation jusqu'à l'élimination. Les populations cibles du projet ont bénéficié des activités de renforcement de capacités et d'appui technique en gestion de déchets.

Les sites d'intervention du projet couvrent 10 communes périphériques de Dakar totalisant une population d'environ 883447 personnes réparties en repartie 133666 ménages (RGPHAE, ANSD, 2013). En l'absence d'une base d'échantillonnage constituée de tous les ménages vivant dans les différentes zones cibles du projet, un recensement de ces derniers a mené. A l'issue de ce dénombrement, 8798 ménages ont été recensés. L'enquête conduite dans le cadre de ce projet a été effectuée auprès d'un échantillon de 3000 ménages représentatif de cette population répartie à travers les différentes zones cibles de la façon suivante :

- Tous les ménages appartenant au niveau de risque élevé et moyen ont été retenus dans l'échantillon.
- La méthode stratifiée proportionnelle à la taille de chaque zone est appliquée pour déterminer la structure de l'échantillon des autres niveaux d'exposition aux risques (faible, négligeable et nul), ces derniers représentant les strates. Le logiciel XLSTAT a été utilisé pour faire cette répartition.

Cet échantillon réparti selon le niveau d'exposition aux inondations est présenté dans le tableau 1.

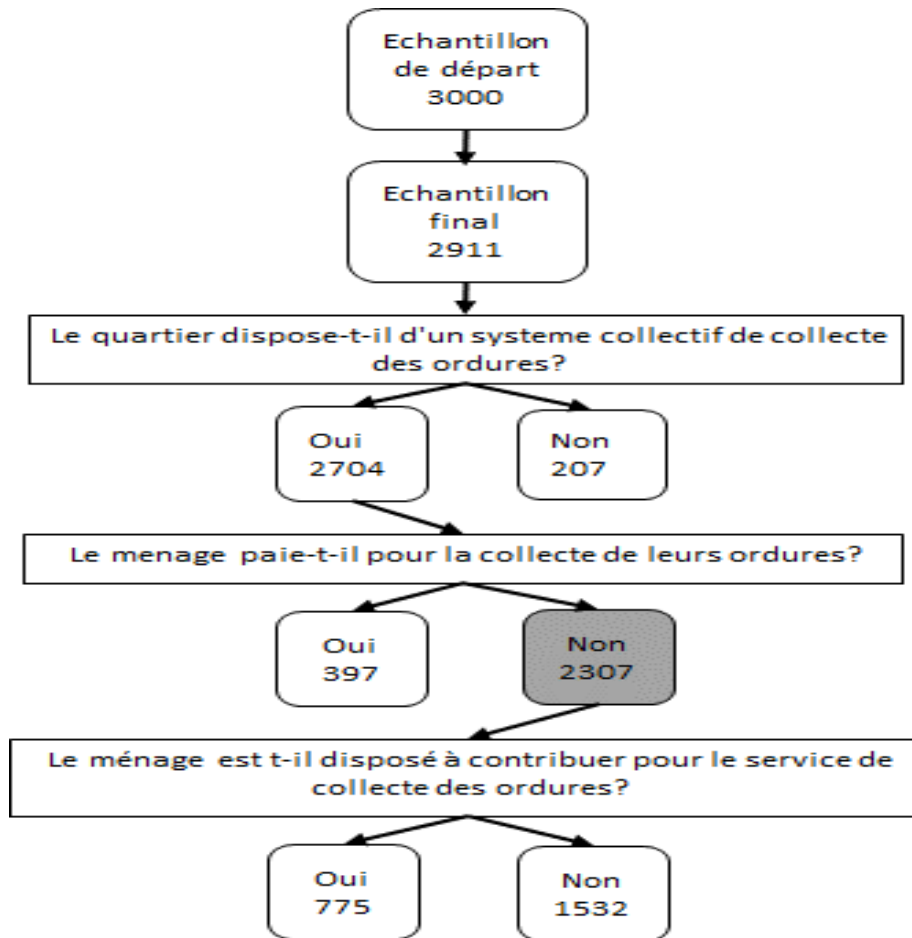
Tableau 1. Répartition des ménages selon le niveau d'exposition aux inondations et le type de zone d'enquête

Niveau de risque	Risque élevé	Risque moyen	Risque faible	Risque négligeable	Risque nul	Total
Ménages	117	606	526	1606	145	3000

**Source :** Auteure à partir des données d'enquête du projet « Vivre avec l'eau »

Il est à noter une différence entre la taille de l'échantillon de 3000 ménages prévue et celle enquêtée qui est 2911 due au refus de participation ou à l'absence des membres du ménage durant la période de la collecte. Nous nous sommes intéressés aux ménages des quartiers disposant de système collectif de collecte des ordures et qui ne paient pas le service gratuit (2307).

**Schéma :** Identification des ménages cibles



**Source :** Auteure à partir des données d'enquête du projet « Vivre avec l'eau »

A travers un questionnaire structuré, des informations générales, des caractéristiques sociodémographiques et économiques des membres du ménage ont été collectées pendant l'enquête de référence qui a été utilisée dans le cadre de cette recherche. Parmi les dimensions couvertes par l'enquête, une dimension relative à la problématique de la gestion des déchets a été intégrée. Elle comprend les pratiques de conditionnement, la valorisation des déchets et autres comportements des ménages en matière de gestion des déchets ainsi que leurs connaissances générales sur les conséquences inhérentes à une défaillance de cette dernière. Aussi, leurs perceptions sur l'accès aux services de collecte existants et sur leur qualité ont été recueillies. Une partie est dédiée à l'évaluation du consentement à payer des ménages pour la collecte des déchets ménagers. Et il a été demandé aux ménages s'ils sont disposés à contribuer pour le service de collecte des ordures et le montant maximum qu'ils étaient prêts à payer par mois.

## 1.2.Méthodologie

### 1.2.1. Méthode d'évaluation contingente

Nous avons utilisé la méthode d'évaluation contingente (MEC) qui est une approche de préférence déclarée dans laquelle on demande directement aux répondants leur volonté de payer pour un changement hypothétique du niveau de fourniture d'un bien non marchand. Elle est appliquée à un large éventail de situations, y compris l'amélioration de la gestion des déchets ménagers où elle a été largement utilisée en raison de ses nombreux avantages. L'évaluation contingente permet d'évaluer la possibilité de mettre en place un service de collecte de déchets ménagers à travers le consentement à payer. Ce dernier correspondant au montant maximum qu'un agent économique serait prêt à sacrifier pour obtenir un changement ou éviter quelque chose d'indésirable.

La méthode à deux étapes d'Heckman (1979) a été utilisée pour évaluer le CAP et identifier les facteurs pouvant l'influencer. Elle a été choisie d'une part pour la modélisation de la décision des ménages de payer ou de ne pas payer et d'autre part à estimer le montant que les répondants sont prêts à payer pour la collecte de déchets ménagers. Cette étape est effectuée seulement pour toutes les observations avec un CAP positif. Aussi, le choix de la procédure d'Heckman permet de résoudre explicitement le biais de sélection de l'échantillon potentiel inhérent et le problème de la censure qui se pose parce que certains répondants sont prêts à payer et d'autres non.

L'analyse économétrique est réalisée selon cette méthode d'Heckman à deux étapes :

Étape 1 (équation de sélection)

On modélise la probabilité de fournir une réponse positive à la question « Le ménage est-il disposé à contribuer pour le service de collecte des ordures ménagères ? ». La variable binaire ( $Z_i = 0,1$ ) capture le choix du ménage  $i$  de participer ou non au service de collecte de gestion des déchets.

Cette décision est supposée s'établir sur la base d'une variable latente,  $Z_i^*$ , dont le comportement est modélisé via l'équation (dite de sélection) suivante :

$$(1) Z_i^* = w_i\gamma + u_i,$$

Avec  $w_i$  le vecteur (ligne) des variables explicatives retenues comme déterminantes de la décision ( $\gamma$  représente le vecteur (colonne) des paramètres associés) et  $u_i$  le terme d'erreur supposé normalement distribué selon une loi  $N(0,1)$ . On cherchera à appréhender  $\text{Prob}(Z_i = 1)$  via un modèle PROBIT en posant :

$$(2) \text{Prob}(Z_i=1) = \text{Prob}(Z_i^*>0) = \Phi(W_i\gamma),$$

Avec  $\Phi(\cdot)$ , la fonction de répartition de la loi normale centrée réduite.

Étape 2 (équation substantielle)

Cette seconde étape cherche à fournir une valeur estimée du niveau du CAP des ménages et de ses déterminants en se fondant seulement sur l'échantillon des ménages qui se sont déclarés prêts à payer à ce titre. On ne peut en effet utiliser des observations du CAP déclaré que pour les ménages répondant à  $Z_i=1$ .

On supposera que le niveau du CAP est déterminé via le modèle linéaire suivant :

$$(3) \text{CAP}_i = x_i\beta + \varepsilon_i ;$$

Avec  $x_i$  le vecteur (ligne) des variables supposées agir sur la détermination du CAP, et  $\varepsilon_i$  un terme d'erreur distribué selon une loi normale  $N(0, \sigma^2)$ .

### 1.2.2. Variables retenues pour le modèle de Heckman à deux étapes

En se basant sur des études similaires dans le domaine de l'évaluation du CAP dans la gestion des déchets ménagers, un certain nombre de variables explicatives ont été identifiées.

#### *Equation de sélection*

Les variables expliquant la probabilité des ménages à contribuer pour le service de collecte de déchets ménagers sont les suivantes :

- Caractéristiques sociodémographiques tels que le sexe, l'âge et le niveau d'éducation du chef de ménage : Une relation positive entre le CAP et le genre devrait exister. On suppose que dans le contexte de certains pays comme le Sénégal, les femmes sont supposées assurer la gestion des ordures générées par le ménage. Elles pourraient avoir ainsi un CAP plus élevé que les hommes. Les personnes âgées sont plus mûres pour prendre des décisions permettant d'évaluer la relation entre les problèmes de santé et ceux de l'environnement lié aux déchets. Ainsi, les personnes âgées peuvent plus disposer à contribuer que les plus jeunes. Un niveau d'éducation plus élevé est associé à une prise de conscience accrue de l'importance de la gestion des déchets et donc à une probabilité plus grande de participation.
- Revenu du ménage : Le niveau de revenu du ménage est un facteur pouvant influencer la participation au service de collecte, les ménages à revenu élevé étant généralement plus enclins à y participer.
- Fréquence de collecte : Le nombre de fois par semaine où les déchets sont collectés joue un rôle dans la décision des ménages de participer au service, une collecte plus fréquente étant perçue comme un gage de fiabilité.

- Accessibilité à la voirie : La facilité d'accès aux routes pavées ou balisées et aux routes principales pourrait faciliter le service de ramassage des ordures et améliorer sa qualité. Cela peut ainsi motiver les ménages à y contribuer financièrement.
- Niveau de risque perçu : La perception d'un risque élevé de maladies causées par les déchets stimule la volonté des ménages d'adhérer au service de collecte.
- Satisfaction à l'égard du service de collecte des déchets : La satisfaction par rapport au service de collecte existant dans le quartier influence positivement la probabilité de participation.
- Effort perçu pour la collecte : L'effort ressenti par les ménages lorsqu'il s'agit d'apporter les déchets au point de collecte influe positivement sur leur propension à participer à un service de collecte qui s'en charge.
- Participation à des formations : Les ménages ayant suivi des formations en gestion des déchets ou en comportement salubrité sont davantage sensibilisés et ont généralement une probabilité plus grande de participation à un service de collecte. Quant à la valorisation des déchets, elle permet de réduire la quantité et les efforts liés à son élimination traditionnelle des déchets. Cela pourrait pousser le ménage à ne vouloir y contribuer.
- Niveau de risque d'inondation : Les inondations étant liées à une forte production de déchets, les difficultés pour les évacuer peuvent être une motivation à une probabilité à participer à un service de collecte.

### ***Equation substantielle***

Les variables explicatives du montant de CAP déclaré par les ménages pour la collecte de déchets ménagers sont :

- Revenu du ménage : Une fois la décision de participer prise, les ménages à revenu élevé déclarent des montants plus importants, reflétant leur capacité financière. Le montant du CAP dépend de la capacité de payer.
- Fréquence de collecte : Une fréquence de collecte plus élevée incite les ménages à proposer un montant de CAP plus élevé, car elle améliore la qualité perçue du service.
- Durée d'accès au point de collecte : Plus la durée nécessaire pour atteindre le point de collecte est courte, plus les ménages sont disposés à payer, car cela réduit l'effort global consenti.

- Sentiment d'être affecté par les déchets : Les ménages se sentant fortement affectés par la présence de dépôts sauvages d'ordures à proximité de leur maison sont prêts à payer davantage pour un service de collecte efficace.
- Niveau de risque perçu : Un risque élevé perçu de maladies dues aux déchets non collectés conduit à une déclaration de montants de CAP plus élevés.
- Participation à des formations sur la gestion des déchets : Les ménages ayant suivi des formations en gestion ou valorisation des déchets ou en salubrité sont davantage sensibilisés et pourraient proposer généralement des montants plus élevés.
- Niveau de risque d'inondation : Plus le niveau de risque d'inondation est élevé, la corvée liée à l'évacuation des ordures pourrait être plus importante. Le montant que les ménages sont prêts à payer devrait augmenter avec la hausse du risque d'inondation.

## **2. Résultats et discussion**

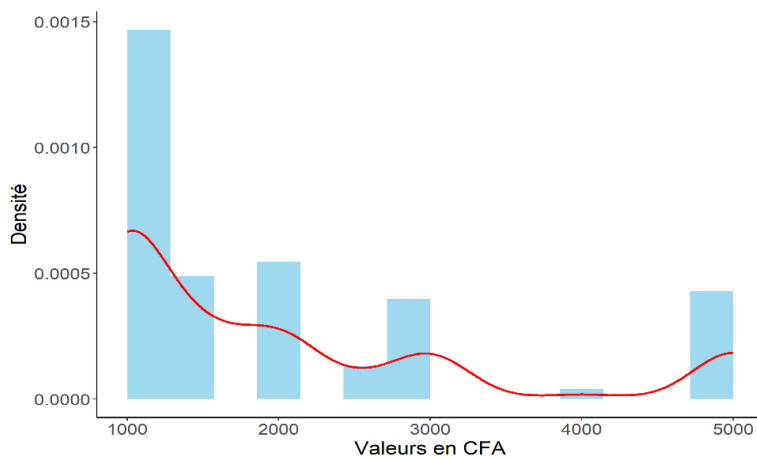
Après une analyse descriptive des données, l'analyse des résultats du modèle de Heckman à deux niveaux permet d'identifier les principaux facteurs influençant, d'une part, la probabilité de consentir à payer pour le ramassage des ordures ménagères et, d'autre part, le montant de ce CAP.

### **2.1. Statistiques descriptives du CAP**

#### **2.1.1. Distribution du montant du CAP**

La distribution du montant du CAP apparaît fortement asymétrique, avec une concentration des valeurs autour de 1000 CFA et une décroissance progressive vers des montants plus élevés (Graphique 1). Cette forte asymétrie suggère que la majorité des ménages paient des montants relativement faibles, bien que quelques observations de valeurs plus élevées subsistent. La présence de pics localisés indique des effets potentiels de seuils ou des montants préférentiels, probablement liés à des pratiques de facturation ou des politiques tarifaires dans le service de ramassage des ordures. En termes de paramètres de tendance centrale calculés sur un échantillon de taille 775 ménages ayant consenti à payer sur un total de 2307 ménages enquêtés, la moyenne du montant du CAP est de 2034 FCFA avec un écart-type de 1314 FCFA.

**Graphique 1** : Distribution du montant du consentement à payer et estimation de la courbe de densité



**Source** : Auteure à partir des données d'enquête du projet « Vivre avec l'eau »

### 2.1.2. Analyse de la distribution du CAP et calcul de sa moyenne

Pour analyser la distribution du montant du consentement à payer, il est essentiel de comparer la distribution empirique avec des distributions théoriques couramment utilisées en économie de l'environnement et en évaluation contingente, notamment la loi log-normale et la loi de Weibull. Il s'agit de la comparaison des distributions théoriques : log-normale et Weibull.

La distribution du CAP est asymétrique et positivement biaisée telle que décrite par la figure ci-dessous, ce qui remet en question l'hypothèse d'une normalité classique. Deux distributions adaptées à ce type de données sont :

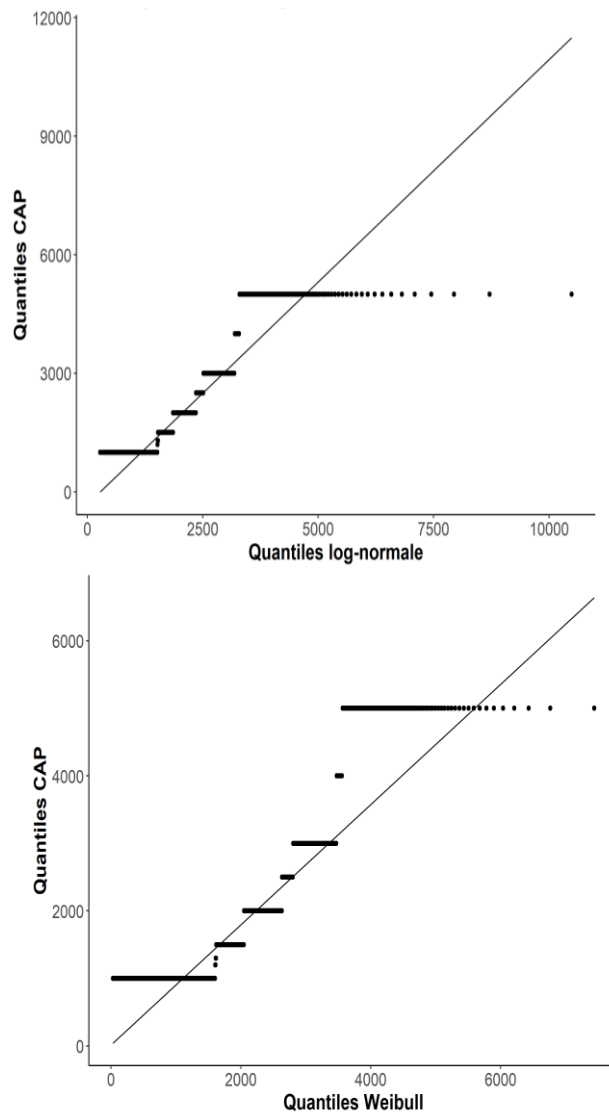
- La distribution log-normale, qui suppose que le logarithme du CAP suit une distribution normale. Elle est pertinente lorsque les valeurs du CAP sont strictement positives et présentent une forte dispersion.
- La distribution de Weibull, qui est flexible et permet de capturer différentes formes de distributions en ajustant ses paramètres de forme et d'échelle. Elle est fréquemment utilisée pour modéliser des comportements économiques liés à la disposition à payer.

La comparaison peut être réalisée en ajustant ces distributions aux données et en utilisant des tests d'adéquation (Kolmogorov-Smirnov, Anderson-Darling) ou des critères d'information (AIC, BIC) pour identifier celle qui représente le mieux la distribution empirique du CAP. Afin de déterminer la distribution la plus adéquate pour les données utilisées dans ce travail, des tests analytiques et graphiques d'adéquation de Kolmogorov-Smirnov ont été effectués.

Les résultats des tests analytiques indiquent des p-values inférieurs à 0,05, ce qui conduit au rejet de l'hypothèse nulle dans les deux cas (log normal et Weibull), signifiant qu'aucune de

ces deux distributions ne correspondent à la distribution empirique observée dans nos données (Graphique 2). Ces résultats sont imputables au caractère discontinu noté sur la distribution du montant du CAP comme visible sur le graphique 1. Pour avoir une idée plus claire, des tests graphiques ont été effectués par la méthode QQ-Plot consistant à comparer les quantiles des distributions deux à deux. Ainsi, les figures ci-dessous donnent une visualisation de ces tests graphiques. On y observe des résultats similaires à ceux des tests analytiques : idéalement, les points seraient sur la première bissectrice, signifiant une adéquation entre les distributions. Cependant, on observe que les points ne sont pas bien alignés. Ce qui ne permet pas d'assimiler la distribution empirique à une de ces deux distributions théoriques.

**Graphique 2** : Diagramme quantile-quantile des montants CAP : Ajustement à une loi de Log-normale (à gauche) et ajustement à une loi de Weibull (à droite)

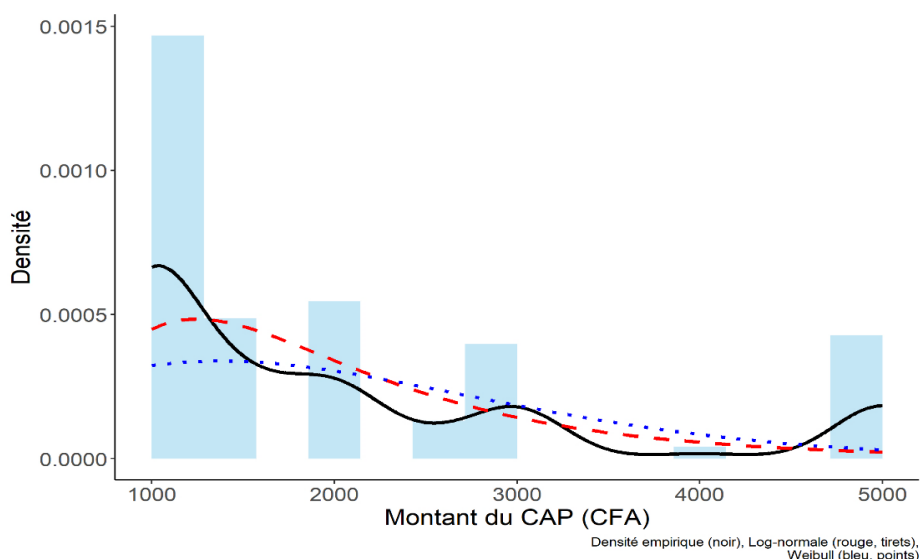


**Source** : Auteure à partir des données d'enquête du projet « Vivre avec l'eau »

En somme, les résultats non concluants des tests peuvent être expliqués par la discontinuité de la variable en question du fait de la réalité de la tarification des services de ramassage des ordures. En effet, des montants préférentiels sont généralement facturés par les opérateurs. Ainsi, en répondant à la question, les ménages sont conscients des tarifs généralement appliqués et ont des seuils de perception spécifiques, ce qui les conduit directement à indiquer certains montants, généralement faibles, d'où la forte fréquence de ces montants et la discontinuité de la variable. Néanmoins, il est possible d'admettre l'hypothèse selon laquelle la distribution empirique est assimilable à la distribution théorique la plus proche.

Dans le graphique 3, les deux densités théoriques sont superposées à la distribution empirique afin d'évaluer leur adéquation aux données : ajustement par une loi log-normale (courbe rouge en tirets) et par une loi de Weibull (courbe bleue en pointillés). Bien que ces distributions capturent globalement la tendance des données, elles ne reproduisent pas fidèlement certaines caractéristiques locales, notamment les pics marqués observés dans l'histogramme en raison de la discontinuité dans la répartition des valeurs. En outre, bien que les deux distributions théoriques capturent la tendance générale, la log-normale suit plus fidèlement les variations locales et les discontinuités observées dans la densité empirique.

**Graphique 3** – Distribution du montant du consentement à payer et estimation de la courbe de densité empirique, comparaison avec les densités théoriques Log-normal et Weibull



**Source :** Auteure à partir des données d'enquête du projet « Vivre avec l'eau »

Une estimation des paramètres de la distribution log-normale correspondante donne une moyenne de 7,44 et un écart-type de 0,56. Cela signifie que si on applique une transformation logarithmique aux données, elles suivent une distribution normale avec une moyenne de 7.44

et un écart-type de 0.56. Ce qui correspond à une moyenne de 2018 FCFA sur le montant du CAP avec un écart-type de 1223 FCFA (contre respectivement 2034 FCFA et 1314 FCFA sur les données observées).

## **2.2.Résultats des estimations et discussions**

A partir du modèle de sélection à deux étapes de Heckman, les coefficients de l'équation de sélection s'interprètent comme ceux du modèle Probit. Quant aux coefficients de l'équation substantielle, ils représentent l'influence des variables explicatives sur la variable expliquée, c'est-à-dire, les montants que les ménages consentent à payer. Il s'agit d'un modèle de régression linéaire avec correction pour le biais de sélection.

Les résultats (tableau 2) indiquent que l'estimation de l'équation de sélection a porté sur la totalité des individus ayant répondu au scénario contingent c'est-à-dire les 2307 ménages concernés. Les observations non censurées c'est-à-dire les observations des individus ayant décidé de payer sont considérées dans l'équation substantielle.

Tableau 2. Résultats des estimations

Variables	CAP			Montant du CAP		
	Coef.	Pr(> t )	Sign	Coef.	Pr(> t )	
(Intercept)	-0.610377	0.204792		2361.62	3.45e-06	***
<b>Sexe du chef de ménage</b>						
Homme (Ref)						
Femme	0.011964	0.856468				
<b>Age du chef de ménage</b>						
Age	0.002923	0.176643				
<b>Niveau d'étude du chef de ménage</b>						
Aucun (Ref)						
Primaire	0.045411	0.603041				
Moyen	0.107489	0.338817				
Secondaire	0.238368	0.048537	*			
Supérieur	0.306932	0.012801	*			
Education non formelle	0.085935	0.328624				
Autres formations	-0.181153	0.549164				
<b>Revenu du ménage</b>						
Moins de 50000 (Ref)						
[50000-75000[	-0.026732	0.883297		-821.99	0.011082	*
[75000-100000[	0.337759	0.048024	*	-742.65	0.012732	*
[100000-125000[	0.286976	0.092709	.	-540.03	0.069251	.
[125000-150000[	0.584070	0.000635	***	-477.23	0.115338	.
[150000-200000[	0.461554	0.006202	**	-552.19	0.062878	.
[200000-250000[	0.410546	0.021249	*	-565.47	0.065060	.
[250000-300000[	0.454657	0.015071	*	-350.87	0.269158	.
[300000-400000[	0.538648	0.006458	**	-60.78	0.855132	.
[400000-500000[	0.711392	0.002741	**	-164.10	0.664545	.
[500000 et +[	0.833873	0.000198	***	1005.49	0.005744	**
<b>Fréquence de collecte (nbre par semaine)</b>						
freq_collect	-0.025593	0.209183		26.65	0.345140	
<b>Collecte des ordures à des horaires réguliers</b>						
Oui (Ref)						
Non	-0.300548	2.91e-05	***	-148.45	0.189502	
<b>Durée pour se rendre au point de collecte des ordures (en min.)</b>						
point_collect	-0.013391	0.285504		-15.85	0.382939	
<b>Sentiment d'être affecté par la présence de dépôts sauvages d'ordures</b>						
Pas du tout (Ref)						
Un peu	0.013159	0.868569		129.60	0.261095	
Beaucoup	0.005276	0.941194		379.04	0.000137	***
<b>Renforcement de capacité en gestion des déchets</b>						
Oui (Ref)						
Non	-0.755416	0.004108	**	-944.08	0.000245	***
<b>Renforcement de capacité en valorisation des déchets</b>						
Oui (Ref)						
Non	0.605608	0.062507	.	1672.84	2.85e-06	***
<b>Renforcement de capacité en salubrite</b>						
Oui (Ref)						
Non	-1.045432	5.48e-07	***	-805.91	0.001467	**
<b>Accès facile par une route pavée ou balisée</b>						
Oui (Ref)						
Non	0.244935	6.46e-05	***			
<b>Difficulté d'accès aux routes principales</b>						
Oui (Ref)						
Non	0.191044	0.002909	**			
<b>Existence des déchets à l'extérieur de la maison</b>						
Non (Ref)						
Oui	-0.096522	0.108928				
<b>Existence des déchets à l'intérieur de la maison</b>						
Non (Ref)						
Oui	-0.007921	0.897055				
<b>Satisfaction au système de collecte des ordures</b>						
Oui (Ref)						
Non	-0.002893	0.972980				
<b>Connaissance des effets des déchets sur la santé des enfants</b>						
Pas du tout (Ref)						
Un peu	0.504828	0.121875				
Moyen	0.358953	0.137523				
Assez fortement	0.582461	0.000297	***			
Tres fortement	0.382460	0.015814	*			
<b>freq_apport_dechet</b>						
Un peu frequemment	-0.242063	0.542426				
Moyen frequemment	0.354526	0.171475				
Assez frequemment	0.598742	0.006834	**			
Tres frequemment	0.698687	0.001939	**			
<b>effort_collect_dechet</b>						
Demande un peu d'effort	-0.110322	0.138554				
Moyen	-0.056437	0.680194				
Demande assez d'effort	-0.222215	0.058217	.			
Demande beaucoup d'effort	0.549784	0.000618	***			
<b>Niveau du risque d'inondation</b>						
Elevé (Ref)						
Moyen	-0.213917	0.174858		-525.94	0.021280	*
Faible	-0.237544	0.131179		-100.04	0.658063	
Negligeable	-0.201282	0.174811		-155.32	0.462526	
Nul	-0.220972	0.254990		-746.84	0.007735	**

Source : Auteure à partir des données d'enquête du projet « Vivre avec l'eau »

« \*\*\* », « \*\* », « \* » et « . » respectivement significatif à 0.1 %, 1%, 5% et 10 %

Mills Ratio — Lambda = 82,34377 Pr(>|t|) = 0,721

Number of obs = 2,307

Selected = 775

Nonselected = 1,532

Wald chi2(22) = 143.09

Prob > chi2 = 0.0000

Cette estimation a porté sur 775 observations non censurées. Les résultats du test de Wald ( $\chi^2(22) = 143,09$  ;  $p < 0,0001$ ) indiquent que le modèle est globalement significatif, confirmant la forte puissance explicative du modèle de sélection de Heckman. Toutefois, le coefficient du ratio de Mills ( $\lambda = 82,34$ ) n'est pas significatif au seuil de 5 % ( $p = 0,721 > 0,05$ ), indiquant que l'autosélection n'a pas d'effet significatif sur l'équation de résultat. En d'autres termes, le fait d'être disposé à participer au service de collecte des déchets (la décision de sélection) ne modifie pas substantiellement les prévisions du montant à payer dans le modèle de résultat. Cela suggère que les résultats du modèle de paiement ne sont pas biaisés par l'autosélection des individus. Par conséquent, la décision de révéler le montant à payer semble être prise indépendamment de la décision de participer au service de collecte des déchets. Aussi, ces résultats permettent-ils d'affirmer que le modèle de sélection de Heckman est adapté aux observations. Ainsi, les ménages accordent une importance à l'amélioration d'une gestion plus efficace des déchets et sont prêts à y contribuer.

### 2.2.1. Facteurs influençant la probabilité d'accepter de payer

Concernant la décision de contribuer au service de collecte des déchets ménagers, elle peut différer selon les caractéristiques sociodémographiques des membres du ménage notamment du chef de ménage (tableau 2). Nous avons trouvé un effet du sexe et de l'âge non significatif même si le signe escompté est observé. Cela est contraire aux résultats rapportés par certaines études dans le contexte africain où c'est à la femme qu'incombe le nettoyage de la maison et l'élimination des déchets ménagers (Manga, Oru et Ngwabie, 2019 ; Makanga et Zahiga, 2023). Mais notons que dans d'autres études telle que celle de Trang, Toan, et Hanh (2017), elles ont trouvé un signe négatif du sexe indiquant que les femmes sont moins susceptibles de donner une réponse positive. Quant à l'éducation, elle a une influence sur le choix de participer ou non à un service de collecte de déchets ménagers. On peut considérer que ceux qui sont instruits pouvant mieux cerner l'importance de la gestion des déchets en sont plus disposés. Les estimations montrent les ménages dirigés par des individus ayant atteint le niveau secondaire et supérieur sont plus enclins à contribuer à un système de collecte comparativement à ceux qui sont à des niveaux inférieurs. Des auteurs comme Nguyen (2016), Makanga et Zahiga (2023)

et Yaï et al. (2025) ont également trouvé que le niveau d'éducation influence positivement le CAP des ménages. Yaya, S. (2026) s'inscrivant dans le même sillage, soutient que plus le niveau d'éducation est élevé, plus les ménages sont susceptibles d'être au courant de l'impact sanitaire de la pollution de l'environnement.

Le revenu des ménages apparaît comme un facteur clé. Les résultats montrent que les ménages dont le revenu mensuel se situe entre 75 000 et 100 000 FCFA ont une probabilité significativement plus élevée de consentir à payer, comparés à ceux ayant un revenu inférieur à 50 000 FCFA. Cette tendance se renforce avec l'augmentation du revenu, comme en témoigne la significativité des coefficients pour les tranches de revenu supérieures. Les ménages disposant d'un revenu mensuel supérieur à 500 000 FCFA sont les plus enclins à consentir à payer, avec un coefficient de 0,83 ( $p < 0,001$ ). Cela traduit une très forte corrélation entre le consentement à payer et le niveau de vie. Ce qui est cohérent avec les théories économiques selon lesquelles la volonté et la capacité de payer augmentent avec le revenu. Plus le revenu du ménage augmente, plus il sera disposé à participer au service de collecte déchets ménagers. Ce résultat est corroboré par d'autres études similaires (Nguyen, 2016 ; Makanga, et Zahiga, 2023 ; Dilsath et Prasada, 2021 ; Lunojo et al., 2025 ; Yaï et al., 2025).

Par ailleurs, d'autres facteurs jouent un rôle important notamment l'accès et la qualité du service de collecte de déchets ménagers existant mais aussi le niveau d'effort nécessaire pour l'élimination des ordures ménagères. L'acceptation de participer ou non à un service de collecte pourrait dépendre de l'appréciation positive ou négative de celui-ci. Les ménages qui n'ont pas d'accès facile aux points de collecte des déchets sont plus enclins à payer pour un meilleur service, comme l'indique le coefficient de 0,24 ( $p < 0,001$ ). La qualité du service de collecte actuel peut être liée à la probabilité de consentir à payer. Par exemple, les ménages insatisfaits de la régularité de l'horaire de collecte sont significativement moins enclins à payer, comme le montre le coefficient négatif de -0,30 ( $p < 0,001$ ). Ce résultat va à l'encontre de celui de Kimolo (2026) selon lequel les ménages satisfaits sont moins enclins à payer jugeant probablement que les attentes sont atteintes avec le service existant. Aussi, le niveau d'effort fourni par le ménage pour apporter les déchets ménagers au point de collecte est censé les inciter à payer volontairement pour de tels services notamment quand les ménages fournissent beaucoup d'effort avec un coefficients de 0,549 ( $p < 0,001$ ). Ce résultat concorde avec celui de Lunojo et al. (2025).

Ceux qui sont conscients des effets d'une mauvaise gestion des déchets sur la santé devraient être plus disposés à payer pour des services d'élimination des déchets que ceux qui voient aucun

effet. Les ménages qui perçoivent un risque élevé des déchets pour la santé notamment celle de leurs enfants sont davantage disposés à payer, notamment lorsque ce risque est perçu comme « assez fort » ou « très fort », avec des coefficients respectifs de 0,58 ( $p < 0,001$ ) et 0,38 ( $p < 0,05$ ). Cela montre que la perception des risques sanitaires associés à une mauvaise gestion des déchets incite les ménages à consentir à payer pour un service de collecte des déchets. Ce lien entre une connaissance des effets néfastes des déchets mal gérés sur la santé et la volonté de participer à un tel service est également trouvé par Ouiminga et Zahonogo (2022).

De même, la connaissance en matière de gestion des déchets constitue également une variable prédictive. Elle est déterminante pour l'acceptation des ménages à payer le service de collecte avec une signification des variables correspondantes. Les ménages qui déclarent ne pas avoir suivi un renforcement de capacité en gestion de déchets et en comportement de salubrité sont moins susceptibles de consentir à payer, avec des coefficients respectifs de -0.755 ( $p < 0,01$ ) et -1.045 ( $p < 0,001$ ). Cela peut indiquer que la perception d'une mauvaise gestion actuelle du service de ramassage des ordures ou d'un manque de sensibilisation dans la gestion des déchets freine la volonté de contribuer financièrement à un service amélioré. Cette relation positive entre les connaissances en matière de gestion et le consentement à payer a également été étayé par Chernet et al. (2024). Ces derniers la justifient par le fait que les ménages bien informés sur la propreté de l'environnement et conscients de la gestion des déchets peuvent contribuer à la résolution des problèmes environnementaux. Ils sont plus susceptibles de se sentir personnellement motivés à utiliser le service de collecte et sont prêts à y contribuer financièrement. Mais des résultats opposés sont trouvés par Dilsath et Prasada (2021) qui constatent un manque de pouvoir de l'expérience en matière de tri des déchets et de gestion des déchets pour expliquer le consentement à payer.

### **2.2.2. Facteurs affectant le montant du consentement à payer**

En ce qui concerne le montant du consentement à payer, l'analyse de régression du modèle de Heckman présenté dans le tableau 2 indique que le revenu du ménage, la perception des effets négatifs d'une gestion inadéquate des déchets ménagers, les activités de renforcement de capacité en gestion des déchets, comportement de salubrité et valorisation sont facteurs prédictifs du montant que les ménages sont prêts à payer. Aussi, le risque d'inondation est également déterminant. La variable du revenu du ménage joue un rôle prépondérant. Contrairement à l'analyse précédente, les ménages avec des revenus compris entre 50 000 et 250 000 FCFA présentent des montants de consentement à payer inférieurs à ceux des ménages les plus modestes (moins de 50 000 comme revenu). Néanmoins, plus le revenu est élevé (entre

50 000 et 250 000), moins la réticence est marquée par rapport au niveau de consentement à payer. Toutefois, pour les ménages ayant un revenu supérieur à 500 000 FCFA, le consentement à payer augmente de manière significative, avec une valeur du coefficient de 1005,49 ( $p < 0,01$ ). Cela indique qu'au-delà d'un certain seuil de revenu, les ménages sont prêts à payer davantage pour bénéficier d'un meilleur service. La même relation positive entre le revenu des ménages et le montant du consentement à payer est prouvée par d'autres auteurs tels que Khan, Ahmed et Fatima (2016) et Mugisha, J. C. (2020). Plus le revenu des ménages est élevé, plus ils sont disposés à participer à la collecte déchets ménagers.

La sensibilité des ménages aux impacts négatifs des déchets ménagers augmente le montant qu'ils sont disposés à payer. Le signe positif du coefficient (379,04) montre qu'une grande sensibilité des effets néfastes de la mauvaise gestion ménagers conduit les ménages à proposer une plus grande contribution à un tel service avec une forte significativité ( $p < 0,001$ ). Cette relation positive est confirmée par les résultats des travaux de Ouiminga et Zahonogo (2022). La valorisation des déchets joue également un rôle crucial dans le montant du consentement à payer. Les ménages qui ne valorisent pas leurs déchets sont prêts à payer un montant nettement supérieur, comme le montre le coefficient positif de 1672,84 ( $p < 0,001$ ). Ce résultat peut s'expliquer par le fait que ces ménages, n'ayant pas de pratiques de valorisation domestique, voient davantage d'intérêt à bénéficier d'un service de collecte efficace. Et les ménages ayant suivi un renforcement de capacité en valorisation des déchets tels que le recyclage et la réutilisation se retrouvent avec moins de quantité de déchets et par conséquent, peuvent ne pas être disposés à payer plus cher pour les déchets. Ce résultat corrobore celui de Banga et al. (2011).

De même, les ménages qui déclarent ne pas avoir suivi de formation en gestion de déchets sont moins susceptibles de payer, avec un coefficient -944,08 ( $p < 0,0$ ). Quant aux ménages n'ayant pas reçu un renforcement de capacité en comportement de salubrité sont prêts à payer un montant moins élevé que ( $p < 0,01$ , avec un coefficient de -805,91 pour la modalité « Non ») par rapport autres ménages, ce qui souligne l'importance des connaissances sur les comportements en salubrité/ sanitaire comme facteur déterminant.

Enfin, du fait de son lien avec la production de déchets, le risque d'inondation affecte également le montant du consentement à payer. Les ménages qui estiment que le risque est moyen ou nul, sont prêts à payer des montants significativement inférieurs, avec des coefficients respectifs de -525,94 ( $p < 0,05$ ) et -746,84 ( $p < 0,01$ ) comparativement aux ménages vivant dans des zones de risque élevé d'inondation.

## Conclusion et recommandations

A l'instar des pays avec une croissance démographique et une urbanisation forte, la gestion des ordures ménagères constitue un problème majeur pour le Sénégal notamment dans la banlieue dakaroise. Cet article a comme objectif d'identifier les facteurs qui influencent la volonté et la capacité à payer des ménages pour bénéficier d'un service adéquat de collecte des déchets. Utilisant la méthode d'Heckman à deux étapes, le consentement à payer pour le ramassage des déchets ménagères est déterminé par plusieurs facteurs, dont le revenu des ménages, le niveau d'éducation, la perception de la qualité et de la fiabilité du service. La sensibilité aux effets négatifs liés à une mauvaise gestion des déchets est également déterminante. Les ménages plus aisés ou disposant d'un niveau d'éducation élevé se montrent non seulement plus enclins à payer, mais proposent également des montants significativement plus élevés. Ceux percevant l'insalubrité dans leur environnement immédiat de leur foyer ou les risques élevés pour la santé tendent à manifester une disposition accrue à payer pour le service de collecte. Par ailleurs, les perceptions négatives à l'égard de la qualité du service actuel, telles que l'insatisfaction vis-à-vis des horaires de collecte ou la faible fiabilité du service, réduisent la propension à consentir à payer. Il apparaît également que l'absence de pratiques de valorisation des déchets à domicile pousse certains ménages à proposer des montants plus élevés. Ce qui souligne l'importance d'un service de collecte efficace et fiable pour amener les populations à accepter de contribuer à son financement.

Les résultats obtenus révèlent que les ménages sont prêts à contribuer en moyenne 2034 FCFA par mois avec un écart-type de 1314 FCFA. Ce montant peut être considéré par les acteurs comme une référence pour une politique tarifaire du service de collecte de déchets ménagers. Ces conclusions mettent en évidence l'intérêt d'une stratégie tarifaire différenciée, tenant compte des caractéristiques des ménages, afin de maximiser l'adhésion au système et l'efficacité globale du service de ramassage des déchets ménagers. Une régularité des services de gestion des déchets ménagers et un meilleur accès pourraient amener les ménages à manifester une disposition accrue à payer pour un tel service. Une amélioration de la qualité et de la fiabilité du service, combinée à des campagnes de sensibilisation ciblées sur les dangers sanitaires et l'importance d'une gestion responsable des déchets, pourraient accroître significativement le consentement à payer et les montants proposés par les ménages. Une telle approche favoriserait une participation plus large et durable, tout en contribuant à une meilleure gestion des déchets et une amélioration de l'environnement urbain. Les politiques élaborées

sans considérer les caractéristiques des ménages et leur capacité à payer risquent d'aboutir à un échec.

## BIBLIOGRAPHIE

- Ayvaz-Cavdaroglu, N., Coban, A., & Firtina-Ertis, I. (2019). Municipal solid waste management via mathematical modeling: A case study in İstanbul, Turkey. *Journal of environmental management*, 244, 362-369. <https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2019.05.065>
- Banga, M., Lokina, R. B., & Mkenda, A. F. (2011). Households' willingness to pay for improved solid waste collection services in Kampala city, Uganda. *The Journal of Environment & Development*, 20(4), 428-448. [https://www.jstor.org/stable/pdf/26199394.pdf?casa\\_token=RmbWqORnhZYAAAAA:EfF2FuQQKXCod5NFO5QR0P07f3GMsEiO1\\_2xXxfpiXtqYGPAApsKCp10ptwiQIDELVHBxZr3bm0n\\_CWRyQMfDPLcT6VDjcJbETbBsnmSp0hpZDUc8dXvg](https://www.jstor.org/stable/pdf/26199394.pdf?casa_token=RmbWqORnhZYAAAAA:EfF2FuQQKXCod5NFO5QR0P07f3GMsEiO1_2xXxfpiXtqYGPAApsKCp10ptwiQIDELVHBxZr3bm0n_CWRyQMfDPLcT6VDjcJbETbBsnmSp0hpZDUc8dXvg)
- Chernet, D., Sema, W., Gebeyehu, A., & Wogayehu, B. T. (2024). Willingness to pay for improved solid waste management and associated factors among households in Debre Berhan town, North Shoa Zone, Amhara, Ethiopia, 2022. *Frontiers in Sustainability*, 5, 1463777. <https://www.frontiersin.org/journals/sustainability/articles/10.3389/frsus.2024.1463777/full>
- Dilsath, A., & Prasada, D. V. P. (2021). Assessing the potential for an improved solid waste collection in Kalmunai, Sri Lanka: An analysis of willingness to pay. *Tropical Agricultural Research*, 32(4). <https://tar.sljol.info/articles/8512/files/submission/proof/8512-1-29627-1-10-20211001.pdf>
- Faye M. (2023). Problématique de la gestion des déchets dans la ville de Guédiawaye (Sénégal), *Journal des Sciences Sociales*, 2073-9303, pp-9-22.
- Heckman, J. J. (1979). Sample selection bias as a specification error. *Econometrica: Journal of the econometric society*, 153-161. <https://doi.org/10.2307/1912352>
- Kaza, S., Yao, L., Bhada-Tata, P., & Van Woerden, F. (2018). *What a waste 2.0: a global snapshot of solid waste management to 2050*. World Bank Publications. <https://espas.secure.europarl.europa.eu/orbis/system/files/generated/document/en/211329ov.pdf>
- Khan, E. U.; Ahmed, S.; and Fatima, A. (2016). Evaluating Solid Waste Management System In Pakistan: A Regional Analysis, *Pakistan Journal of Applied Economics*, Special issue 2016, 71-83. <https://www.aerc.edu.pk/wp-content/uploads/2017/11/5-EVALUATING-SOLID-WASTE-MANAGEMENT-1.pdf>

- Kimolo, A. K. (2026). *Pratiques de gestion des déchets ménagers et déterminants de la disposition à payer : Étude transversale dans les quartiers de la commune de Lemba, Kinshasa*. Zenodo. <https://doi.org/10.5281/zenodo.18223887>
- Lunojo, E., Sesabo, J. K., & Ilembu, B. (2025). Household participation in solid waste management in Tanzania: Does willingness to pay matter? *Sustainable Environment*, 11(1). <https://doi.org/10.1080/27658511.2025.2521934>
- Makanga, D. & Zahiga, J. (2023). Households' willingness to pay for waste management improvement in Gombe municipality of Kinshasa, DRC, *International Journal of Science and Research Archive*. 10. 972-983. 10.30574/ijrsra.2023.10.1.0852. <https://pdfs.semanticscholar.org/7230/f4a7481c09854a94b32a93bf911ef4f2eb81.pdf>
- Manga, V. E., Oru, O. T. & Ngwabie, M. N. (2019). Household perception and willingness to pay for improved waste management service in Mamfe, Cameroon, *African Journal of Environmental Science and Technology*, 13(9), 354-364. <https://journal-backups.lon1.digitaloceanspaces.com/uploads/main/article/41ac78261637.pdf>
- Mugisha, J. C. (2020). *Analyse économique de la gestion des déchets ménagers dans la ville de Bujumbura*. [mémoire de master, Université du Burundi]. <https://repository.ub.edu.bi/handle/123456789/309>.
- Ndiaye, L., Faye, B., Tine, D., Sarr, I., Niang, G. & Touré, M.A. (2021). La gestion des ordures ménagères dans la commune de Grand-Yoff (Sénégal) et apports des systèmes d'information géographique (SIG), *Revue Ivoirienne des Sciences et Technologie*, N° 37 (2021), pp 168-185
- Nguyen, T. T. (2016). *Analyse économique de la gestion des déchets ménagers au Vietnam : le cas des villes de Hanoi et d'Hochiminh*. Thèse de doctorat, Université de Bordeaux. [https://theses.hal.science/tel-01532389/file/NGUYEN\\_THI\\_THUY\\_LINH\\_2016.pdf](https://theses.hal.science/tel-01532389/file/NGUYEN_THI_THUY_LINH_2016.pdf)
- ONU-Habitat (2023). *Une meilleure qualité de vie pour tous dans un monde en pleine urbanisation*. Fiche pays Sénégal. [https://unhabitat.org/sites/default/files/2023/07/senegal\\_country\\_brief\\_final\\_fr.pdf](https://unhabitat.org/sites/default/files/2023/07/senegal_country_brief_final_fr.pdf)
- Ouiminga, I., & Zahonogo, P. (2022). La mise en place d'un système de collecte des déchets ménagers à l'échelle rurale : une analyse économétrique de l'effet d'entraînement, *Économie rurale*, 381(3), 113-130. [https://shs.cairn.info/article/ECRU\\_381\\_0113](https://shs.cairn.info/article/ECRU_381_0113)
- Programme des Nations Unies pour l'Environnement (PNUE) (2018). *Avenir de la Gestion des Déchets en Afrique*. Programme des Nations Unies pour l'Environnement, Nairobi, Kenya
- Trang, P. T., Toan, D. Q., & Hanh, N. T. (2017). Estimating household willingness to pay for improved solid waste management: a case study of Thu Dau Mot city, Binh Duong, In *MATEC*

*Web of Conferences* (Vol. 95, p. 18004). EDP Sciences. [https://www.matec-conferences.org/articles/mateconf/pdf/2017/09/mateconf\\_icmme2017\\_18004.pdf](https://www.matec-conferences.org/articles/mateconf/pdf/2017/09/mateconf_icmme2017_18004.pdf)

Yai, E. D., Aminou, F. A. A., Akpa, A. F., & Floquet, A. (2025). Gestion des déchets solides chez les ménages non abonnés au service de pré-collecte dans la commune d'Abomey-Calavi au Bénin. *Revue Africaine d'Environnement et d'Agriculture*, 8(2), 52–65. <https://doi.org/10.4314/rafea.v8i2.5>

Yaya, S. (2026). Modélisation du consentement à payer des ménages dans la gestion des déchets ménagers à Douala. *Revue internationale de commerce de gestion et d'économie numérique*, 50–77. <https://doi.org/10.5281/zenodo.18328521>