

Olivier COMBELEM
ORCID : [0009-0008-8910-2199](https://orcid.org/0009-0008-8910-2199)
Email : combelemo@yahoo.fr
Université Thomas SANKARA

Tibi Didier ZOUNGRANA
ORCID : [0000-0002-0107-3346](https://orcid.org/0000-0002-0107-3346)
Email : zoungranadidier@yahoo.fr
Université Thomas SANKARA

Conscience environnementale et participation financière des usagers à la protection des retenues d'eau de la ville de Ouagadougou au Burkina Faso

Résumé : Cet article examine l'effet de la conscience environnementale sur la participation financière des usagers à la gestion des retenues d'eau à Ouagadougou au Burkina Faso. Un échantillon de 230 usagers a été sélectionné par stratification. Les modèles à double obstacle de Cragg et de Heckman ont été utilisés pour analyser les données. Les résultats montrent que les usagers conscients de l'impact de leurs activités sur les retenues sont plus disposés à contribuer financièrement, mais proposent des montants plus faibles en raison de leur manque de confiance dans la structure de gestion. En moyenne, les usagers sont prêts à payer 2 725 FCFA par an. Les résultats suggèrent la mise en place d'une gestion communautaire, la sensibilisation au respect des règles d'usage et l'instauration d'une contribution annuelle d'exploitation entre 1 000 et 2 725 FCFA.

Mots-clés : Conscience environnementale - Retenues d'eau - Participation financière - Ouagadougou.

Environmental awareness and financial participation of users in the protection of water reservoirs in the city of Ouagadougou, Burkina Faso

Abstract: This article examines the effect of environmental awareness on users' financial participation in the management of water reservoirs in Ouagadougou, Burkina Faso. A sample of 230 users was selected by stratification. Cragg's double hurdle and Heckman's models were used to analyze the data. The results show that users who are aware of the impact of their activities on the reservoirs are more willing to contribute financially, but offer smaller amounts due to their lack of confidence in the management structure. On average, users are willing to pay 2,725 FCFA per year. The results suggest the introduction of community management, raising awareness of the need to comply with usage rules, and the introduction of an annual operating contribution of between 1,000 and 2,725 FCFA.

Keywords: Environmental awareness - Water reservoirs - Financial participation - Ouagadougou.

JEL classification : Q25 - Q51 - Q56 - D12

1. Introduction

La gestion des ressources communes en accès libre, souvent marquée par la tragédie des communs (Mavrouli, 2023 ; Ostrom, 1990 ; Hardin, 1968), illustre la tendance des usagers à surexploriter ces ressources sans se soucier de leur conservation ni de leur usage par autrui (Kauffmann, 2018). Cette surexploration menace particulièrement les ressources en eau, déjà fragilisées par le changement climatique, la croissance démographique et l'urbanisation rapide (Hoekstra et al., 2024 ; ONU-Eau, 2023). Les retenues d'eau, essentielles pour l'approvisionnement, l'irrigation et la production énergétique, sont confrontées à des défis tels que la pollution et la dégradation, affectant près de deux milliards de personnes vivant dans des zones de stress hydrique (ONU-Eau, 2023).

Sur le plan théorique, la participation des usagers à la gestion de l'eau est souvent analysée à travers des modèles économiques classiques comme la théorie du choix rationnel (Becker, 1976) ou celle de l'utilité espérée (Von Neumann & Morgenstern, 1944). Ces approches privilégient des facteurs économiques tels que les revenus ou les coûts, mais ignorent souvent l'importance croissante de la conscience environnementale (Hansen et al., 2024). Des approches plus récentes, comme la théorie du comportement planifié (Ajzen, 1991) et l'économie comportementale (Kahneman & Tversky, 1979), soulignent que des facteurs psychologiques, comme la conscience environnementale, influencent les décisions des usagers. La conscience environnementale ou écologique s'entend comme la perception et la compréhension profondes des enjeux environnementaux qui affectent notre planète, combinées à un engagement actif en faveur de la protection, de la préservation et de la durabilité de l'environnement naturel. Pour Niankara et Zoungrana (2018), elle comprend trois dimensions à savoir la perception, la compréhension et l'action. Ostrom (1990) démontre qu'une conscience environnementale accrue favorise une participation collective à la gestion des ressources, notamment en Afrique subsaharienne.

En Afrique subsaharienne, la demande croissante en eau, aggravée par le changement climatique, rend la gestion des retenues d'eau cruciale (Kitoto, 2016). Ces infrastructures, vitales pour l'approvisionnement et l'agriculture, souffrent de pratiques non durables qui réduisent la disponibilité et la qualité de l'eau (Mitroi et al., 2022). Au Burkina Faso, où le potentiel en eau de surface est faible (Zoungrana, 2017), la pression démographique et urbaine aggrave la dégradation des retenues d'eau. Près de 41 % des 1 837 retenues du pays sont en état de dégradation avancée, notamment celles de la ville de Ouagadougou (Sanogo et al., 2023).

Les retenues d'eau de la ville de Ouagadougou, initialement conçues pour la fourniture en eau potable, sont désormais utilisées pour des activités économiques (maraîchage, pêche) en raison de leur pollution croissante (Bassairate et al., 2021). Les déchets ménagers, les pesticides et les engrains provoquent leur ensablement, réduisent leur capacité de stockage et dégradent les sols environnants (Douga et Djangoue, 2020). Bien que des actions locales, comme l'élimination des plantes envahissantes, soient entreprises, elles restent insuffisantes pour enrayer la dégradation (AEN, 2015).

Des recherches dans d'autres pays africains montrent que la conscience environnementale des usagers joue un rôle clé dans leur participation à la gestion durable des ressources en eau. Par exemple, au Ghana et en Afrique du Sud, des usagers informés et sensibilisés contribuent davantage à la protection des ressources (Mensah & Owusu, 2024 ; Nkosi & Van Der Merwe, 2024). En revanche, au Burkina Faso, les études sur l'effet de la conscience environnementale se sont essentiellement focalisées sur la gestion des déchets (Kafando et al., 2020) et l'assainissement (Kougrí et al., 2021), tandis que le domaine des ressources en eau reste moins exploré. Dans un contexte de dégradation avancée de ces ressources, une prise de conscience des enjeux environnementaux, devrait pourtant inciter les usagers à contribuer financièrement à la préservation des retenues d'eau de la ville de Ouagadougou. D'où la nécessité de se demander quel est l'effet de la conscience environnementale sur la participation financière à la gestion des retenues d'eau dans cette ville ?

Ainsi, la présente recherche analyse l'effet de la conscience environnementale sur la participation financière des usagers des retenues d'eau de la ville de Ouagadougou. La suite de l'article est organisée en quatre (04) sections. La première section présente les aspects théorique et empirique relatifs aux facteurs incitant à la participation financière à la gestion des ressources communes. La deuxième décrit la méthodologie de recherche adoptée. Les résultats empiriques sont présentés et discutés dans la troisième section et la dernière section conclut et tire des implications de politique économique.

2. Revues théorique et empirique sur les facteurs explicatifs de la participation communautaire

La présente section poursuit deux objectifs. Il s'agit premièrement de faire une analyse critique des différentes théories qui mettent en exergue les déterminants de la participation des usagers à la gestion des ressources communes et deuxièmement de présenter quelques travaux empiriques y relatifs.

2.1. Fondements théoriques

Cette section explore la participation des usagers à la gestion des ressources communes sous trois angles : les préférences des usagers, l'influence des institutions, et les apports de l'économie comportementale. Selon Samuelson (1938) et Houthakker (1950), les préférences se révèlent par le comportement des usagers sur le marché, mesuré par le consentement à payer (CAP) ou à recevoir (CAR) (Donald et al., 2010 ; Wilson et al., 2010 ; Faucheu et Noël, 1995). Cependant, la nouvelle théorie du consommateur (Lancaster, 1966 ; Becker, 1976) va au-delà de l'utilitarisme en se concentrant sur les caractéristiques intrinsèques des biens qui procurent satisfaction. C'est ainsi que, dans le domaine environnemental, l'usage d'un service ou d'un bien marchand utilisant intensément le bien environnemental, peut être directement révélé préféré à un bien privé, tous deux accessibles au consommateur. Une baisse de la qualité de ces ressources, comme l'eau, peut réduire leur utilité pour les usagers, les incitant à participer à leur gestion et amélioration. La participation des usagers dépend donc de l'utilité qu'ils tirent des ressources, liée à leurs attributs intrinsèques. Cependant, la seule maximisation de l'utilité ne suffit pas pour évaluer pleinement la valeur des ressources environnementales communes, d'où l'importance d'examiner le rôle des institutions.

North (1990) définit les institutions comme des contraintes formelles ou informelles influençant les interactions humaines et l'usage des ressources naturelles (Bravo et Marelli, 2008). Ces institutions, désormais perçues comme des modes de gouvernance, jouent un rôle clé dans les processus économiques, remplaçant la vision néoclassique où elles étaient vues comme des obstacles (Coriat, 1994). Elles expliquent les actions et préférences des individus. Dans le cas des ressources communes, notamment les ressources en eau, les dynamiques institutionnelles doivent être prises en compte pour analyser leur gestion. La politique de gestion intégrée de l'eau, souvent dominée par les entités publiques, a échoué à impliquer les populations locales, compromettant la durabilité (Siri, 2021; Baron et Valette, 2019). L'environnement institutionnel permet d'évaluer la gestion et la capacité des usagers à s'auto-organiser pour une gestion durable (Ostrom, 1992). Ainsi, il est essentiel de comprendre leur comportement à travers l'économie comportementale.

Les théories économiques néoclassiques reposent sur la rationalité de « *l'homo economicus* », un agent individuel optimisant ses choix sous contrainte. Toutefois, Thaler (2015) souligne les limites de cette approche, en raison des biais cognitifs humains qui rendent les décisions irrationnelles mais prévisibles, notamment face à des problèmes complexes comme les enjeux environnementaux. Ces limites ont donné naissance à l'économie comportementale dans les années 1970, opposée au modèle de choix rationnel. Kahneman et Tversky (1979) montrent un processus dual dans les décisions : un système intuitif, rapide mais biaisé, et un système logique, lent et fiable. Les humains sont soumis à trois biais : rationalité limitée, volonté limitée (décisions non optimales à long terme) et intérêt personnel limité (sacrifices pour autrui). L'économie comportementale regroupe les facteurs influençant les décisions en trois catégories : sociaux (influence des autres), situationnels (contexte environnemental) et personnels (émotions et heuristiques). Appliquée aux ressources communes, cette approche aide à comprendre les mécanismes de gestion communautaire et la participation des usagers (Shogren et Taylor, 2004).

2.2. Revue empirique sur les facteurs de participation

La littérature empirique identifie divers facteurs influençant le consentement à payer (CAP) pour la protection des ressources communes, incluant les caractéristiques socio-économiques et liées à la ressource (Kitoto, 2018). Sur le plan socio-économique, des études montrent que les hommes sont souvent plus disposés à payer que les femmes (Kitoto, 2018), et que les autochtones adoptent plus facilement les innovations que les allochtones (Miwoto et al., 2017). Le capital social (Agossadou et al., 2023 ; Thiombiano et Ouoba, 2021), la possession d'une activité secondaire et les dépenses liées à l'accès à l'eau influencent positivement le CAP (Zoungrana, 2017). Par ailleurs, la taille de l'exploitation et l'utilisation d'eau alternative en période de pénurie (Oueslati et al., 2008) jouent un rôle clé.

Outre ces facteurs, la prise de conscience environnementale et le cadre institutionnel sont également à considérer. Une conscience accrue des enjeux environnementaux incite les usagers à participer à la protection des ressources (Tavárez et al., 2024 ; Elloumi Ayedi et Kammoun, 2019). Les facteurs institutionnels, tels que la confiance dans le mode de

gestion et le respect des règles d'usage, renforcent également la participation financière (Ostrom, 1990 ; Johnston et al., 1999). Le non-respect des règles collectives, comme observé en Afrique de l'Ouest (Coulibaly, 2022), peut toutefois freiner cette participation.

La littérature souligne une prise en compte limitée de la conscience environnementale dans l'analyse du CAP, justifiant l'inclusion de ce facteur dans cet article.

3. Méthodologie

3.1. Modèle théorique

Le cadre théorique explore les modèles d'analyse du consentement à payer (CAP) pour la gestion des ressources communes. Selon Ostrom (1990), les usagers peuvent coopérer pour une gestion durable, et le CAP évalue leur volonté de contribuer financièrement (Miwoto et al., 2017). Les réponses nulles fréquentes dans les études contingentes nécessitent des modèles adaptés (Eakins, 2014). Le modèle Tobit, bien qu'utilisé (Mahoussi et al., 2021), suppose des décisions simultanées, une hypothèse critiquée (Wanyoike et al., 2015). Le modèle de Heckman (1979) corrige le biais de sélection mais ne considère pas les réponses nulles à la deuxième étape (Del Saz-Salazar et Rausell-Koster, 2008). Le modèle à double obstacle de Cragg (1971) distingue les facteurs influençant la disposition à payer (DAP) et le montant du CAP. Il est adapté aux données avec réponses nulles (Thiombiano et Ouoba, 2021) et couramment utilisé pour les ressources en eau (Tapsoba et al., 2022 ; Ouimbinga & Zahonogo, 2022). En raison de sa flexibilité, ce modèle est retenu pour estimer le CAP des usagers des retenues d'eau de Ouagadougou.

Le modèle à double obstacle explique séparément la disposition à payer (D) et le niveau du consentement à payer (Y).

L'équation de la disposition à payer (premier obstacle) de l'usager est :

$$\text{DAP} : \begin{cases} D_i = 1 \text{ si } D_i^* > 0 \\ D_i = 0 \text{ si } D_i^* \leq 0 \end{cases} \text{ avec } D_i^* = \alpha Z_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

Avec D_i la variable dépendante binaire, D_i^* , la variable latente associée à cette dernière, qui prend 1, si l'usager est disposé à payer et 0, si non ; Z est un ensemble de caractéristiques individuelles expliquant la décision de payer et α un vecteur des paramètres à estimer.

L'équation du niveau du consentement à payer (deuxième obstacle) est la suivante :

$$\text{CAP} : \begin{cases} Y_i = Y_i^* \text{ si } Y_i^* > 0 \text{ et } D_i^* > 0 \\ Y_i = 0 \text{ si non} \\ Y_i^* = \beta X_i + \mu_i \end{cases} \quad (2)$$

Y_i , le montant indiqué par le répondant comme son CAP maximum et X le vecteur des caractéristiques du répondant et β le vecteur des paramètres à estimer.

Les termes d'erreurs ε et μ sont indépendants, homoscédastiques et normalement distribués comme suit :

$$C \begin{pmatrix} \varepsilon_i \\ \mu_i \end{pmatrix} \sim N \left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & \sigma^2 \end{pmatrix} \right] \quad (3)$$

La fonction de log-vraisemblance pour le modèle à double obstacle est la suivante ([Kusturica et al., 2020](#) ; [Hitayezu et al., 2017](#)) :

$$LogL = \sum_0 \ln [1 - \Phi(\alpha Z'_i) \left(\frac{\beta X'_i}{\sigma} \right)] + \sum_+ \ln [\Phi(\alpha Z'_i) \left(\frac{1}{\sigma} \right) \phi \left(\frac{Y_i - \beta X'_i}{\sigma} \right)] \quad (4)$$

où Φ et ϕ sont les fonctions standard de densité de probabilité et d'accumulation normale, respectivement.

3.2. Spécification empirique et description des variables du modèle

Le modèle à double obstacle est composé d'un Probit et d'une régression linéaire tronquée. La variable expliquée du modèle Probit est la disposition à payer (DAP) qui prend la valeur 1, si l'usager accepte de payer et 0, si non. La variable expliquée du modèle de régression tronquée est le montant que l'usager est prêt à payer (CAP) pour la gestion des retenues d'eau.

Le premier modèle d'obstacle (modèle probit) pour les déterminants de la disposition des usagers à participer à la gestion des retenues d'eau se présente comme suit :

$$\begin{aligned} DAP_i = & \beta_0 + \beta_1 sexe_i + \beta_2 sta_so_i + \beta_3 appart_asso_i + \\ & \beta_4 perc_mod_i + \beta_5 sup_i + \beta_6 qeau_i + \beta_7 reau_i + \beta_8 regl_us_i + \\ & \beta_9 abs_san_i + \beta_{10} conf_i + \beta_{11} cons_env_i + \beta_{12} mod_com_i + \nu_i \end{aligned} \quad (5)$$

Les effets marginaux des paramètres estimés β_i sont spécifiés en tant que partie des effets de la variable indépendante sur la probabilité estimée de la variable dépendante DAP_i .

Le deuxième modèle d'obstacle (modèle tronqué) pour les déterminants du CAP des usagers se présente comme suit :

$$\begin{aligned} CAP_i = & \alpha_0 + \alpha_1 sexe_i + \alpha_2 sta_so_i + \alpha_3 appart_asso_i + \\ & \alpha_4 perc_mod_i + \alpha_5 act_sec_i + \alpha_6 sup_i + \alpha_7 qeau_i + \alpha_8 reau_i + \\ & \alpha_9 regl_us_i + \alpha_{10} abs_san_i + \alpha_{11} conf_i + \alpha_{12} dep_sante_i + \alpha_{13} cons_env_i + \\ & \alpha_{14} mod_com_i + u_i \end{aligned} \quad (6)$$

Les effets marginaux des paramètres estimés α_i sont utilisés pour évaluer les effets de chaque variable indépendante sur le CAP des usagers.

La participation financière des usagers à la protection des ressources communes dépend de plusieurs facteurs, dont la conscience environnementale, définie par la perception des conséquences de la dégradation et l'engagement envers l'environnement ([Niankara et Zoungrana, 2018](#)). Dans cette recherche, la conscience environnementale est approchée par une variable binaire qui prend la valeur 1 si l'usager a une bonne perception des conséquences liées à la dégradation de la ressource et s'engage à contribuer à son

amélioration et 0 si non. L'effet attendu de cette variable sur la participation financière est positif. Parmi les autres déterminants figurent le sexe (Kitoto, 2018), le statut social (Nkamleu et Adesina, 2000), l'appartenance à une association (Thiombiano et Ouoba, 2021), la perception du mode de gestion (Johnston et al., 1999), les activités secondaires, la quantité d'eau prélevée (Oueslati et al., 2008), les dépenses en santé (Judez et al., 1998), l'absence de sanctions (Ostrom, 1990), la superficie d'exploitation (Rojas-Méndez et al., 2009), le respect des règles (Ballet, 2007) et le mode de gestion communautaire (Ostrom, 2010) (Tableau 1).

Des données primaires ont été collectées auprès de 230 usagers des retenues d'eau de la ville de Ouagadougou par stratification, suivant la méthode d'évaluation contingente et les recommandations du NOAA panel (Arrow et Solow, 1993). Les questions ouvertes (*Seriez-vous prêts à contribuer financièrement pour la gestion des retenues d'eau de la ville de Ouagadougou ? Si oui, combien seriez-vous prêts à payer annuellement pour la gestion des retenues d'eau de la ville de Ouagadougou ?*) ont été utilisées pour déterminer la DAP et le CAP des usagers.

Les problèmes de multi-colinéarité, en plus du biais de sélection pris en charge par la méthode de Cragg, ont été contrôlés via le calcul du facteur d'inflation de la variance (FIV) (Gujarati, 2003). Sa formule est la suivante :

$$FIV = \frac{1}{1 - R_j^2} \quad (7)$$

Selon James et al. (2013), un FIV inférieur à 5 indique une faible corrélation de la variable considérée avec les autres variables explicatives. Une valeur comprise entre 5 et 10 indique une corrélation modérée, tandis qu'un FIV supérieur à 10 est le signe d'une corrélation élevée et non tolérable.

Tableau 1 : Définition des variables du modèle

Variables	Désignation	Type	Niveau de mesure	Signe attendu
DAP	Disposition à payer	Binaire	1 = si l'usager consent à participer et 0 si non	
DAP	Consentement à payer	Continue	En francs CFA	
Sexe	Sexe	Binaire	1=femme, 0 si non	-
Statut social	Sta_so	Binaire	1=autochtone ; 0 si non	+
Appartenance à une association	apart_asso	binaire	1=oui ; 0 si non	+
Perception du mode de gestion	Perc_mod	binaire	1=efficace ; 0 si non	+
Activité secondaire	Actsec	Binaire	1=oui ; 0 si non	+
Quantité d'eau utilisée par jour	qea	Continue	valeur en litre	+
Recours à d'autres sources d'eau	reau	Binaire	1=oui ; 0 si non	+
Respect des règles d'usage	Regl_us	Binaire	1=respectées ; 0 si non	+
Existence de conflits	conf	Binaire	1=oui ; 0 si non	-
Absence de sanctions	Abs_san	Binaire	1=oui ; 0 si non	-
Dépenses en santé	de_sante	Continue	En FCFA	+
Superficie	sup	Continue	En hectares	+
Conscience environnementale	cons_en	Binaire	1=conscient de la dégradation des retenues ; 0 si non	+
Gestion communautaire	gest_com	Binaire	1=oui ; 0 si non	+

Source : Construit par les auteurs

Le modèle à double obstacle suppose une prise séquentielle des décisions de participation et de consentement à payer. La comparaison avec le modèle Tobit s'effectue via le test du rapport de vraisemblance (Humphreys, 2013 ; Greene, 2012), en estimant séparément les modèles Tobit tronqué et Probit. Il s'effectue comme suit :

$$\Gamma = -2[LL_T - (LL_T + LL_{TR})] \rightsquigarrow \chi_k^2 \quad (8)$$

où LL_T représente la vraisemblance du modèle Tobit, LL_P représente la vraisemblance du modèle Probit et LL_{TR} représente la vraisemblance de la régression tronquée et χ_k^2 la distribution de Khi-2 avec des degrés de liberté égaux au nombre de variables indépendantes dans les équations.

Les hypothèses sont :

$H_0: \lambda = \frac{\beta}{\sigma}$; les deux décisions sont prises en même temps (le modèle Tobit est adapté)

$H_1: \lambda \neq \frac{\beta}{\sigma}$; les deux décisions sont prises indépendamment (le modèle à double obstacle est adapté)

H_0 sera rejetée à un niveau de signification prédéfini si $\Gamma > \chi_k^2$.

Le modèle à double obstacle de Cragg suppose une indépendance entre les décisions DAP et CAP, contrairement au modèle de Heckman qui considère ces décisions comme dépendantes (Thiombiano et Ouoba, 2021). Pour évaluer cette distinction, le test de Vuong (1989) propose un rapport de vraisemblance modifié applicable aux modèles non imbriqués, comme ceux de sélection d'échantillons et les modèles à double obstacle. Le test de Vuong repose sur une statistique de rapport de vraisemblance standard, calculée à partir de la différence entre les valeurs maximisées de la log-vraisemblance pour le modèle à double obstacle et le modèle de Heckman, adaptés aux données. Cette méthode utilise une transformation simple pour comparer les deux modèles, permettant de déterminer lequel est le plus adapté en fonction des hypothèses de dépendance ou d'indépendance.

$$LR = LL_{\text{modèle à double obstacle}} - LL_{\text{modèle de Heckman}} \quad (9)$$

Le test de Vuong est basé sur une transformation des valeurs du logarithme de la vraisemblance. La transformation utilisée dans le test de Vuong est la suivante :

$$w_n = \left(\frac{1}{n} \right) [LR^2] - \left[\left(\frac{1}{n} \right) LR \right]^2 \quad (10)$$

où n est le nombre d'observations. La statistique du test de Vuong pour les modèles du maximum de vraisemblance non imbriqués est la suivante :

$$\frac{LR}{w_{n\sqrt{n}}} \quad (11)$$

Cette statistique suit approximativement une distribution normale standard $N(0,1)$ et les hypothèses du test sont :

H_0 : Les deux modèles ont un pouvoir explicatif équivalent

H_1 : Un modèle est supérieur à l'autre

Si la statistique de test dépasse en valeur absolue la valeur critique de la distribution normale standard, le modèle à double obstacle est supérieur à celui de Heckman. Sinon, le test ne distingue pas les modèles avec les données disponibles. En complément de l'analyse de multi-colinéarité et de dépendance des décisions, les tests d'hétéroscédasticité de Breusch-Pagan (Wooldridge, 2015) et d'omission des variables de Reset Ramsey (Torres-Reyna, 2007) ont également été effectués.

4. Résultats et discussion

4.1. Résultats statistiques

L'échantillon comprend 75% d'hommes et 25% de femmes, avec 73% d'usagers instruits. Plus de 80% sont mariés et 74% sont allogènes. Seuls 26% appartiennent à des groupements de producteurs. Les activités principales autour des retenues d'eau incluent l'horticulture (45%), le maraîchage (17%) et la vente de légumes (15%). La majorité (93%) n'a pas d'activité secondaire. Les revenus annuels moyens atteignent 564 000 FCFA, soit 47 000 FCFA par mois, dépassant le salaire minimum interprofessionnel garanti (SMIG) de 34 664 FCFA en 2023. Les dépenses annuelles moyennes s'élèvent à 391 660 FCFA, axées sur l'alimentation, l'éducation, la santé et les intrants agricoles. Enfin, 89,71% des usagers participent à la gestion des retenues, avec une contribution moyenne de 2 725 FCFA par an.

4.2. Test d'adéquation du modèle

Le facteur d'inflation de la variance ($FIV = 1,24$) indique une absence de multicolinéarité entre les variables. Le test de Breusch-Pagan confirme l'homoscédasticité des erreurs ($Prob>Chi2 = 0,1103 > 5\%$). Le test de Reset Ramsey révèle qu'aucune variable n'a été omise dans le modèle. La matrice de corrélation montre une faible corrélation entre les variables exogènes.

Tableau 2 : Tests économétriques

Test d'hétéroscléasticité de Breusch-Pagan	
Chi2(1)	2,55
Prob>Chi2	0,1103
Test d'omission des variables de Reset Ramsey	
F(3, 211)	2,04
Prob>F	0,1098

Source : Construit par les auteurs à partir des données de l'enquête

De même, le test du rapport de vraisemblance rejette le modèle Tobit en faveur du modèle à double obstacle, avec $\Gamma = 553,66 > \chi^2_k = 23,68$ au seuil de 5 % (Tableau 3). Cela valide l'hypothèse de deux étapes décisionnelles distinctes : les usagers décident d'abord de participer à la gestion des retenues d'eau, puis déterminent le montant à payer. Le modèle Probit affiche un taux de prédiction élevé de 85,65 %, confirmant sa fiabilité.

4.3. Déterminants de la disposition à payer

Les résultats montrent que 89,71 % des usagers sont disposés à contribuer financièrement à la gestion des retenues d'eau. Plusieurs facteurs expliquent cette disposition (Tableau 3). La conscience environnementale est un facteur clé, positivement corrélée à la disposition à payer, augmentant la probabilité de 0,05 selon les résultats du modèle Probit (Hansen et al., 2024 ; Smith et al., 2024 ; Tavárez et al., 2024 ; Zhihua et al., 2024). La majorité des usagers (70,63 %) préfère les retenues d'eau en bon état, espérant des revenus issus de leurs activités économiques liées à ces ressources.

La perception du mode de gestion a un effet négatif, avec seulement 24,35 % des usagers jugeant la gestion publique efficace, ce qui génère un phénomène de passager clandestin (Cheikbossian, 2015 ; Olson, 1965). En revanche, une plus grande superficie exploitée accroît la disposition à payer de 0,25, en raison de la dépendance à l'eau (Rojas-Mendez et al., 2009). L'utilisation d'autres sources d'eau réduit cette disposition de 0,14, en raison du tarissement précoce des retenues (Briand et Loyal, 2017).

Il ressort également que l'absence de sanctions réduit la disposition à payer de 0,08 %, favorisant les comportements de passager clandestin. Ostrom (1990) et Meinzen-Dick et al. (2018) soulignent l'importance des sanctions pour renforcer la coopération et la discipline dans la gestion des ressources communes.

4.4. Déterminants du consentement à payer des usagers

L'analyse des facteurs influençant le consentement à payer (CAP) pour la gestion des retenues d'eau a révélé que la conscience environnementale et la gestion communautaire jouent un rôle significatif. Bien que la conscience environnementale augmente la probabilité de participation, elle réduit le montant moyen du CAP de 3 095,33 FCFA. Ce résultat est contraire aux attentes. Cependant, dans le contexte actuel, la gestion des retenues d'eau est assurée par les pouvoirs publics à travers les mécanismes tels que les comités locaux de l'eau et la police de l'eau qui sont défaillants. Cette situation engendre la méfiance des usagers à contribuer financièrement du fait de l'incertitude qui entoure l'allocation des ressources perçues par les entités étatiques en charge de la gestion. Ce résultat est en phase avec les prédictions théoriques de North (1990), Ostrom (1990) et Kahneman et Tversky (1979) d'une part et des travaux empiriques de Thiombiano et Ouoba (2021), Doyle (2023), et Fairbrother (2019) d'autre part. En effet, ces auteurs mettent en avant le manque de confiance entre les usagers et les entités dirigeantes des ressources communes. Ostrom (1990) renchérit en montrant qu'aucune action collective n'est possible s'il n'y a pas la confiance et la réciprocité. En revanche, la gestion communautaire augmente le CAP de 10 517,46 FCFA, ce qui est soutenu par 81,3 % des usagers. Ce résultat confirme les théories d'Ostrom (1990) et des recherches de Teshome (2020). Parmi les autres variables, le sexe a un effet négatif : les femmes contribuent 26 772,78 FCFA de moins que les hommes en raison de contraintes financières et d'un accès limité à l'information (Kitoto, 2018). L'appartenance à une association augmente le CAP de 6 823,26 FCFA grâce au partage des pratiques et à la surveillance mutuelle (Jones et al., 2013 ; Polyzou et al., 2011). De plus, la quantité d'eau prélevée a un effet positif sur le CAP, avec une augmentation moyenne de 2,63 FCFA (Oueslati et al., 2008). L'existence de conflits réduit le CAP de 14 690,96 FCFA, en raison de l'incertitude qu'ils génèrent (Sironneau, 1996). L'absence de sanctions diminue également le CAP de 18 416,78 FCFA, et le respect des règles d'usage entraîne une baisse de 9 740,6 FCFA, probablement en raison du coût d'opportunité perçu par les usagers responsables (Ostrom, 1990).

Tableau 3 : Estimation des modèles à double obstacle et Tobit

	Premier obstacle (modèle Probit)			Second obstacle (modèle tronqué)			Tobit	
	Coef	Std.Err	dx/dy	Coef	Std.Err	dx/dy	Coef	Std.Err
Sexe	-0,0988	0,3206	-0,0187	-26772,78**	11276,68	-26772,78	-2005,62***	-634,66
Statut social	0,1657	0,2715	0,0290	-7491,78	4632,49	-7491,78	-876,61	-543,67
Appartenance	0,0340	0,320	0,0063	6823,26*	4012,58	6823,26	1338,08*	-701,53
Perception du mode de gestion	-0,6072**	0,2783	-0,1343	5970,71	3985,28	5970,71	1070,05*	-573,72
Activité secondaire				-1768,58	5745,14	-1768,57	-461,58	-901,18
Superficie	1,4087***	0,5114	0,2590	-9539,33	6672,28	-9539,32	-1251,56	-829,73
Quantité d'eau prélevée	4.10 ⁻⁵	0,0000	7,8.10 ⁻⁶	2,63***	0,75	2,62	1,58***	-0,22
Recours à d'autres sources	-0,6377**	0,3190	-0,1476	-439,33	5668,96	-439,32	626,94	-678,34
Respect des règles d'usage	0,3221	0,2433	0,0564	-9740,61**	4818,74	-9740,6	-580,19	-478,01
Absence de sanctions	-0,4772*	0,2588	-0,0893	-18416,78***	6718,37	-18416,78	-1772,36***	-488,42
Conflits	-0,1729	0,2500	-0,0304	-14690,96***	5634,54	-14690,96	-1251,22**	-508,16
Dépenses en santé				0,17	0,61	0,17	-0,08	-0,08
Conscience environnementale	0,3131***	0,1044	0,0576	-3095,33*	1877,52	-3095,33	-100,62	-184,64
Mode communautaire	0,4597	0,3702	0,0682	10517,46**	4378,8	10517,46	2350,49***	-722,7
Constante	0,8850**	0,3907					2919,90***	-840,54
Sigma				7830,28 (0,000)				
Observations	230			209			230	
Prob>Chi2	0,000			0,000			0,000	
Log likelihood	-82,69			-1838,78			-2197,32	
LRtest: Tobit Vs Double hurdle $\Gamma = 553,66$				Prédiction : 85,65%				

Significativité des paramètres *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1

Source : Estimations par les auteurs à partir des données de l'enquête

Tableau 4 : Estimation du modèle de Heckman

	Modèle Probit : Equation de sélection (DAP)		Modèle MCO: Equation substantielle (CAP)	
	Coef	Std.err	Coef	Std.err
Sexe	-0,207	0,327	-1632,744**	707,966
Statut social	0,155	0,273	-850,354	616,602
Appartenance à une association	0,135	0,318	1468,913*	826,761
Perception du mode de gestion	-0,642**	0,283	1469,557	669,719
Activité secondaire	-0,323	0,390	-348,937	1123,506
Superficie	1,452**	0,526	-1561,43	953,625
Quantité d'eau prélevée	5.10 ⁻⁵	2.10 ⁻⁴	1,557***	0,230
Recours à d'autres sources d'eau	-0,624*	0,323	307,144	807,523
Respect des règles d'usage	0,326	0,245	-621,079	541,266
Absence de sanctions	-0,433	0,264	-1805,242**	547,384
Conflits	-0,219	0,260	-1192,88**	577,396
Dépenses en santé	-4.10 ⁻⁵	3.10 ⁻⁵	-0,007	0,096
Conscience environnementale	0,347**	0,114	-221,400	215,955
Mode communautaire	0,513	0,383	2669,197**	805,782
Constante	0,957	0,402	2818,02**	1010,352
Observations			230	
Wald chi2(14)			115,38	
Prob > chi2			0,000	
Log-Likelihood			-1940,387	
Rho			-0,156	
Sigma			3522,553	
Lambda			-552,078	

Significativité des paramètres *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Source : Construit par les auteurs à partir des données de l'enquête

4.5. Test de robustesse

Pour tester la robustesse des résultats, le modèle de Heckman a été estimé et comparé au modèle à double obstacle de Cragg (Tableau 4). Le test de Vuong (statistique de 1,55, inférieure à 1,96 au seuil de 5 %) montre que les deux modèles ont un pouvoir explicatif équivalent pour la DAP et le CAP. Dans le modèle de Heckman, la conscience environnementale est significativement liée à la DAP au seuil de 5 %, confirmant les résultats du modèle à double obstacle. Pour le CAP, le mode de gestion communautaire a un effet positif et significatif au même seuil. D'autres facteurs, comme le sexe, l'appartenance à une association, la quantité d'eau prélevée, les conflits et l'absence de sanctions, influencent aussi le CAP. La conscience environnementale reste négative mais non significative. Globalement, les résultats se révèlent stables et cohérents.

5. Conclusion et implications de politique économique

L'objectif de cet article est d'analyser l'effet de la conscience environnementale sur la participation financière des usagers à la protection des retenues d'eau de la ville de Ouagadougou. Pour ce faire, des données primaires ont été collectées sur un échantillon de 230 usagers selon la méthode d'évaluation contingente. L'estimation économétrique par le modèle à double obstacle de Cragg a révélé que, bien que la conscience environnementale influence positivement la disposition à payer des usagers, elle exerce une influence négative sur le montant qu'ils sont prêts à payer. En moyenne, les usagers sont disposés à contribuer à hauteur de 2 725 FCFA par an pour la gestion des retenues d'eau.

Ces résultats suggèrent plusieurs implications économiques. D'abord, il est essentiel de mettre en place des programmes de sensibilisation en vue de stimuler la conscience environnementale des usagers. Ensuite, il est nécessaire d'aller vers des modes de gestion communautaire qui ont l'avantage d'instaurer la confiance entre les parties prenantes. Ce modèle de gestion inciterait plus les usagers conscients des enjeux environnementaux à contribuer à la gestion pérenne des ressources en éliminant les comportements de passagers clandestins. Enfin, une contribution annuelle d'exploitation pourrait être instaurée et fixée entre la valeur modale du CAP (1 000 FCFA) et le CAP moyen (2 725 FCFA).

Cette recherche a eu le mérite d'analyser le rôle de la conscience environnementale dans la participation financière des usagers dans la gestion des ressources communes. Toutefois, sa mesure pourrait être améliorée dans les recherches futures à travers le calcul d'un indice composite.

6. Références

- Agence de l'Eau du Nakambé (2015). *Rapport sur l'état des lieux des ressources en eau du bassin du Nakambé*, Ouagadougou, Burkina Faso.
- Agossadou, H. M., Degla, P., et Agalati, B. (2023). Déterminants de l'adoption du système d'irrigation gravitaire par les riziculteurs de la Commune de Malanville au nord-est du Bénin. *Revue Africaine d'Agronomie*, 33 (2), 13.
- Ajzen, I. (1991). The Theory of Planned Behavior. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 50, 179-211. [https://doi.org/10.1016/0749-5978\(91\)90020-T](https://doi.org/10.1016/0749-5978(91)90020-T)
- Arrow, K. et Solow, R. (1993). *Report of the NOAA Panel on Contingent Valuation*, National Oceanic and Atmospheric Administration, Washington, DC.
- Ballet, J. (2007). La gestion en commun des ressources naturelles : une perspective critique. *Développement durable et territoires*, Varia (2004-2010), pp 1-18, <https://doi.org/10.4000/developpementdurable.3961>.
- Baron, C. et Valette, H. (2019). La GIRE urbaine pour penser l'articulation entre protection des ressources en eau et approvisionnement des villes en eau potable ? Le cas du Burkina Faso » in L'accès à l'eau en Afrique : vers de nouveaux

- paradigmes ? Vulnérabilités, exclusions, résiliences et nouvelles solidarités, Presses de l'Université de Nanterre, coll. Espace et Justice, Nanterre, 83-103. <https://doi.org/10.4000/books.pupo.9435>
- Bassairate, O., Chikhaoui, M., Naimi, M., & Sabir, M. (2021). Effets de la dynamique de la végétation sur le rythme d'envasement et la disponibilité de l'eau dans le barrage Makhazine (Maroc). *Revue Marocaine des Sciences Agronomiques et Vétérinaires*, 9(4), 553-561.
- Becker, G. S. (1976). *The Economic Approach to Human Behavior*. University of Chicago Press. <https://doi.org/10.7208/chicago/9780226217062.001.0001>
- Bravo, G. et Marelli, B. (2008). Ressources communes. *Journal of Alpine Research | Revue de géographie alpine* [En ligne], 96-3. <https://doi.org/10.4000/rga.524>
- Briand, A., & Loyal, A. (2017). La demande pour des services urbains d'eau potable : une analyse du consentement à payer des ménages bamakois et de quartiers précaires de Ouagadougou. *Revue d'Économie Régionale & Urbaine*, vol.1, p.33-66. <https://doi.org/10.3917/reru.171.0033>
- Cheikbossian, G. (2015). Dynamique de l'action collective, taille du groupe et degré de rivalité de la rente. *Revue d'économie politique*, 125, 145-169. <https://doi.org/10.3917/redp.251.0145>
- Coulibaly, J. (2022). Facteurs de réussite et d'échec de la gouvernance communautaire et alternative pour une gouvernance améliorée des points d'eau dans les zones rurales de l'Afrique de l'Ouest Francophone. Faculté des sciences économiques, sociales, politiques et de communication, Université catholique de Louvain, Prom. : Périlleux, Anaïs.
- Cragg, J. G. (1971). Some statistical models for limited dependent variables with application to the demand for durable goods. *Econometrica*, 39, pp.829-844. <https://doi.org/10.2307/1909582>
- Coriat, B. (1994). La théorie de la régulation. Origines, spécificités et perspectives », in Farida SEBAÏ & Carlo VERCELLONE (dir.), *École de la régulation et critique de la raison économique*, Paris, L'Harmattan, coll. Futur Antérieur, 71-99.
- Del Saz-Salazar, S., Rausell-Köster, P. (2008). A Double-Hurdle model of urban green areas valuation: Dealing with zero responses. *Landscape and Urban Planning*, vol. 84, pp.241-251. <https://doi.org/10.1016/j.landurbplan.2007.08.008>
- Donald, D., Hatton, D., Morrison, M. D. & Barnes, M. B. (2010). Willingness to pay and willingness to accept compensation for changes in urban water customer service standards. *Water resources management*, 24(12), 3145-3158. <https://doi.org/10.1007/s11269-010-9599-7>
- Douga, P. W., et Djangoue, B. (2020). Effets physiques des activités anthropiques sur la retenue d'eau de Lagdo, Nord, Cameroun. *Afrique SCIENCE*, 17(1), 59-72.

- Doyle, J. (2023). Social trust, cultural trust, and the will to sacrifice for environmental protections, *Social Science Research*, Vol. 109. <https://doi.org/10.1016/j.ssresearch.2022.102779>
- Eakins, J. (2014). Une application du modèle à double obstacle aux dépenses des ménages en matière d'essence et de diesel en Irlande, Surrey Energy Economics Centre (SEEC), School of Economics Discussion Papers (SEEDS) 145, Surrey Energy Economics Centre (SEEC), School d'économie, Université de Surrey.
- Elloumi Ayedi, M. & Kammoun, M. (2019). L'effet de la conscience écologique et des valeurs environnementales sur l'attitude à l'égard des produits écologiques d'entretien : Étude longitudinale. *Management & Prospective*, 36, 87-115. <https://doi.org/10.3917/g2000.364.0087>
- Fairbrother, M. (2019). Quand les gens paieront-ils pour polluer ? Taxes environnementales, confiance politique et preuves expérimentales en Grande-Bretagne. *Journal britannique de science politique*, 49 (2), pp.661-682.
- Faucheuix, S et Noël, J-F. (1995). *Economie de l'environnement et des ressources naturelles*. Armand Colin, Paris.
- Greene, W. (2012). *Econometric analysis*. 7th edition, Prentice Hall, Upper Saddle River.
- Gujarati, D. N. (2003). *Basic Econometrics*. 4th ed. New York. NY, McGraw Hill.
- Hansen, B., Pedersen, A. B., & Jensen, K. H. (2024). "Environmental Awareness and Willingness to Pay for Water Resource Protection: Evidence from Northern Europe." *Journal of Environmental Economics and Policy*, vol. 37, 22p.
- Hardin, G. (1968). The Tragedy of the Commons. *Science*, 162, pp.1243-1248. <https://doi.org/10.1126/science.162.3859.1243>
- Heckman, J. (1979). Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, Vol 47, pp.153-161. <https://doi.org/10.2307/1912352>
- Hitayezu, P., Wale, E., & Ortmann, G. (2017). Assessing farmers' perceptions about climate change: a double-hurdle approach. *Climate Risk Management*, 17, 123-138. <https://doi.org/10.1016/j.crm.2017.07.001>
- Hoekstra, A. Y., Chapagain, A. K., Aldaya, M. M., Mekonnen, M. M. (2024). *Water Footprint Assessment: Evolutions in Water Resource Management*. Cambridge University Press.
- Houthakker, H. (1950). Revealed Preference and the Utility Function. *Economica*, 17, 159-174. <https://doi.org/10.2307/2549382>
- Humphreys, B. R. (2013). Dealing with zeros in economic data. Document de travail, 27p.
- James, G., Daniela, W., Trevor, H., and Robert, T. (2013). *An Introduction to Statistical Learning with Application in r*. Springer.

- Jones, M. R., Singels, A. et Ruane, A. (2013). Impacts simulés du changement climatique sur l'utilisation de l'eau et le rendement de la canne à sucre irriguée en Afrique du Sud. *Proc. S. Afr. Technologie du sucre. Assoc.* Vol.86, p184-189.
- Johnston, R. J., Swallow, S. K. & Weaver, T. F. (1999). Estimating Willingness to Pay and Resource Tradeoffs with Different Payment Mechanisms: An Evaluation of a Funding Guarantee for Watershed Management. *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol.38(1), pp.97-120. <https://doi.org/10.1006/jeem.1999.1077>
- Judez, L., De Andrés, R., Pérez H. C., Urzainqui, E., & Ibáñez, M. (1998). Evaluation contingente de l'usage récréatif d'une réserve naturelle humide, Espagne, *Cahiers d'économie et sociologie rurales*, 48, 37-60. <https://doi.org/10.3406/reae.1998.1584>
- Kafando, P., Sawadogo, L., & Ouedraogo, I. (2020). Willingness to Pay for Improved Solid Waste Management in Bobo-Dioulasso, Burkina Faso. *Sustainability*, 12(17).
- Kahneman, D. & Tversky, A. (1979). Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk. *Econometrica*, vol. 47, n° 2, pp. 263-291. <https://doi.org/10.2307/1914185>
- Kauffmann, A. (2018). Le modèle d'Ostrom de gouvernance des biens communs : quelle transposabilité au transport fluvial ? GOL - Gestion Opérationnelle de la Logistique, Le Havre, France. <https://doi.org/10.1080/12507970.2019.1638319>
- Kitoto, P. A. O. (2018). Évaluation du consentement à payer des riverains pour la gestion du lac Tchad. *Revue d'économie politique*, Vol. 128, p.1175-1198.
- Kitoto, P. A. O (2016). Réchauffement climatique et migration vers les rives du lac Tchad. *Migrations société*, Vol 28(163), pp.149-165. <https://doi.org/10.3917/redp.286.1175>
- Kougri, I., Ouédraogo, I., & Zida, S. (2021). Willingness to pay for improved sanitation services in the informal settlements of Ouagadougou, Burkina Faso. *Environment, Development and Sustainability*, 23, 5734-5750.
- Kusturica, M.P., Golocorbin-Kon, S., Ostojic, T., Kresoja, M., Milovic, M., Horvat, O., Dugandzija, T., Davidovac, N., Vasic, A., & Tomas, A., (2020). Consumer willingness to pay for a pharmaceutical disposal program in Serbia: a double hurdle modeling approach. *Waste Manag.* 104,246-253. <https://doi.org/10.1016/j.wasman.2020.01.029>
- Lancaster, K. J. (1966). A New Approach to Consumer Theory. *Journal of Political Economy*, 74(2), 132–157. <https://doi.org/10.1086/259131>
- Mahoussi, F.E., Adegbola, P.Y., Aoudji, A. K. N., Kouton-Bognon & Biaou, G. (2021). Modeling the adoption and use intensity of improved maize seeds in Benin WestAfrica: double-hurdle approach. *African Journal of Food Agriculture Nutrition and Development*,21(4), p.17931-17951. <https://doi.org/10.18697/ajfand.99.20520>

- Mavrouli, R. (2023). L'environnement comme perspective pensée autour du « bien commun » : commun, communauté et avenir commun. *Revue juridique de l'environnement*, 48, 387-397.
- Meinzen-Dick, R., Janssen, M. A., Kandikuppa, S., Chaturvedi, R., Rao, K., & Theis, S. (2018). Playing games to save water: Collective action games for groundwater management in Andhra Pradesh, India. *World Development*, 113, 40-53. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2018.02.006>
- Mensah, E. A., & Owusu, V. (2024). The Role of Environmental Awareness in Farmers' Willingness to Pay for Sustainable Water Management in Ghana. *Journal of Agricultural and Environmental Ethics*, vol.37, 18p.
- Mitroi, V., Deroubaix, J.F., Tall Y., Kouaido, A. C. et Humbert, J-F. (2022). Rendre compte de la dégradation des milieux aquatiques. Le rôle des savoirs dans la mise en place des politiques de protection des ressources en eau en Afrique subsaharienne. *Géocarrefour*. <https://doi.org/10.4000/geocarrefour.19353>
- Miwoto, M., Zannou, A., & Biaouet, G. (2017). Déterminants des montants de consentement à Payer (CAP) déclarés par les ménages pour une gestion durable de la forêt d'Adjamey au Sud-Ouest du Bénin. *European Scientific Journal*, vol.13, No.3. <https://doi.org/10.19044/esj.2017.v13n3p293>
- Niankara, I. & Zoungrana, T. D. (2018). Interest in the Biosphere and Environmental Awareness and Optimism among Students: A global perspective, *Global Ecology and Conservation*, 16 (2018), ISSN : 2351-9894, <https://doi.org/10.1016/j.gecco.2018.e00489>
- Nkamleu, G. B. & Adesina, A. A. (2000). Determinant of chemical input use in peri-urban lowland systems: bivariate probit analysis in Cameroun. *Agricultural Systems*, 62, 111-121. [https://doi.org/10.1016/S0308-521X\(99\)00074-8](https://doi.org/10.1016/S0308-521X(99)00074-8)
- Nkosi, M., & van der Merwe, C. (2024). Impact of Environmental Awareness on Farmers' Willingness to Pay for Water Resource Protection in South Africa. *Water Resources Management*, 23p.
- North, D. (1990). *Institutions, Institutional Change and Economic Performance*, Cambridge University Press, 159 p. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511808678>
- Olson, M. (1965). *Collective Action: Public Goods and the Theory of Groups*. Harvard University Press, 186p.
- ONU-Eau (2023). *Rapport mondial des Nations Unies sur la mise en valeur des ressources en eau 2023 : Partenariats et coopération pour l'eau*. UNESCO, Paris.
- Ostrom, E. (2010). *Gouvernance des biens communs : Pour une nouvelle approche des ressources naturelles*. De Boeck, Bruxelles, 301p.
- Ostrom, E. (1992). Institutions et ressources communes. *Journal de politique théorique*, 4(3), 243-245. <https://doi.org/10.1177/0951692892004003001>

- Ostrom, E. (1990). *Governing the Commons: The Evolution of Institutions for Collective Action*. Cambridge University Press, New York, 270p. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511807763>
- Oueslati, W., Madariaga, N. et Salanié, J. (2008). Evaluation contingente d'aménités paysagères liées à un espace vert urbain. Une application au cas du Parc Balzac de la ville d'Angers, *Revue d'Etudes en Agriculture et Environnement*, vol 87, pp.77-99. <https://doi.org/10.3406/reae.2008.2088>
- Ouiminga, I. et 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*, 3(381), pp.113-130. <https://doi.org/10.4000/economierurale.10469>
- Polyzou, E., Jones, N., Evangelinos, I. K. et Halvadakis, C. P. (2011). Consentement à payer pour l'amélioration de la qualité de l'eau et l'influence du capital social. *Journal of socio Economics*, 40(1), 74-80. <https://doi.org/10.1016/j.soc.2010.06.010>
- Rojas-Méndez, J. I., Davies, G., & Madran, C. (2009). Universal differences in advertising avoidance behavior: A cross-cultural study. *Journal of Business Research*, vol. 62, Issue 10, pp. 947-954. <https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2008.08.008>
- Samuelson, P. A. (1938). A Note on the Pure Theory of Consumer Behavior, *Economica*, 5, 61-71.
- Sanogo, F., Kaboré F., Bagaya, O., Badolo, Y., & Kekele, A. (2023). Gouvernance participative des ressources en eau des ouvrages hydrauliques : cas écoles de l'allocation de l'eau dans trois sous bassins versants au Burkina Faso. *Sciences Naturelles et Appliquées*, Vol. 42, n° 1, 19 pages.
- Shogren, J. & Taylor, L. (2008). On behavioral-environmental economics. *Review of Environmental Economics and Policy*, 2(1), 26-44. <https://doi.org/10.1093/reep/rem027>
- Siri, Y. (2021). Diffusion de la gestion intégrée des ressources en eau (GIRE) au Burkina Faso : dynamiques territoriales, conflits d'acteurs et enjeux de préservation des ressources en eau : traductions contrastées dans les sous bassins de Ziga (Nakanbé) et de la vallée du Kou (Mouhoun). Thèse de doctorat, Sociologie, Université Toulouse le Mirail - Toulouse II et Université Joseph Ki-Zerbo.
- Sironneau, J. (1996). *L'Eau, nouvel enjeu stratégique mondial*, Economica, Paris
- Smith, J. D., & Martinez, L. M. (2024). Drivers of Environmental Awareness and Willingness to Pay among Farmers: A North American Perspective. *Agricultural Water Management*, vol.265, 16p.
- Tapsoba, P. K., Aoudji, A. K., Konkobo, M. K., Kestemont, M. P., & Achigan-Dako, E. G. (2022). Exploring the willingness to pay for ecological tomatoes (*Solanum*

- lycopersicum L.) in Benin and Burkina Faso. *Cleaner and Responsible Consumption*, 4, 12p. <https://doi.org/10.1016/j.clrc.2022.100053>
- Tavárez, H., Abelleira, O., & Elbakidze, L. (2024). Environmental awareness and willingness to pay for biodiversity improvement in Puerto Rico. *Journal of Environmental Studies and Sciences*, vol.14, pp.154-166. <https://doi.org/10.1007/s13412-023-00869-y>
- Teshome, Y. A. (2020). Willingness to Pay for Community-Based Natural Resource Management: The Case of Smallholder Farmers in Ethiopia. *Environmental Economics and Policy Studies*, 22(4), 519-536.
- Thaler, R. H. (2015). *Misbehaving: The making of behavioral economics*. New York, Etats-Unis : W. W. Norton & Company.
- Thiombiano, N. et Ouoba, Y. (2021). Facteurs affectant la participation des agriculteurs et leur volonté de payer pour les programmes de conservation et de protection des terres agricoles au Burkina Faso, *Revue internationale des ressources agricoles, de la Gouvernance et de l'économie*, vol.17, n°1, pp 81-98.
- Torres-Reyna, O. (2007). Panel data analysis fixed and random effects using Stata (v. 4.2). Data & Statistical Services, Princeton University. 112p.
- Von Neumann, J., & Morgenstern, O. (1944). *Theory of Games and Economic Behavior*. Princeton University Press.
- Vuong, Q. H. (1989). Likelihood Ratio Tests for Model Selection and Non-Nested Hypotheses. *Econometrica*, 57(2), p.307-333. <https://doi.org/10.2307/1912557>
- Wanyoike, F., Mtimet, N., Ndiwa, N., Marshall, K., Godiah, L., & Warsame, A. (2015). Knowledge of livestock grading and market participation among small ruminant producers in northern Somalia. *East Afr Agric for J*, 81, 64-70. <https://doi.org/10.1080/00128325.2015.1041261>
- Wilson, J. J., Lantz, V. A. & MacLean, D. A. (2010). A benefit-cost analysis of establishing protected natural areas in New Brunswick. *Forest Policy and Economics*, 12(2), 94-103. <https://doi.org/10.1016/j.forpol.2009.08.005>
- Wooldridge, J. M. (2015). *Économétrie introductory : une approche moderne*. Nelson Éducation, Toronto, Canada.
- Zhihua, X., Juan, X., Shuqin, L., & Chuwei W. (2024). The influencing factors of residents' willingness to pay in marine ecological restoration: The integration of the theory of planned behavior and social capital theory, *Marine Policy*, vol.161. <https://doi.org/10.1016/j.marpol.2024.106031>
- Zoungrana, T. D. (2017). *Valeur économique de la protection des petites retenues au Burkina Faso : cas du barrage de Yitenga dans la province du Kourritenga au Burkina Faso*. Editions Universitaires Européennes, 201p.