

Déterminants de la demande des Produits Forestiers Non Ligneux au Burkina Faso : cas du baobab, du moringa et de l'hibiscus

Magloire THIOMBIANO^{1*}

Résumé

Cet article analyse les déterminants de la demande de baobab (*Adansonia digitata*), de moringa (*Moringa oleifera*) et d'hibiscus (*Hibiscus sabdariffa*) au Burkina Faso. Il s'appuie sur des données primaires collectées auprès de 384 ménages et mobilise un modèle probit multivarié, dont la robustesse est vérifiée par le modèle de Heckman. Les résultats montrent que les attributs des PFNL, le goût, la perception de leurs propriétés nutritives et thérapeutiques, constituent les déterminants dont les effets marginaux sur la probabilité de demande sont les plus élevés, surpassant ceux des variables de prix, de revenu et des caractéristiques socio-démographiques. Ces résultats, suggèrent que les politiques de valorisation de ces PFNL devraient prioritairement s'appuyer sur des programmes de sensibilisation ciblés visant à renforcer la connaissance des ménages sur les propriétés nutritives et thérapeutiques de ces produits.

Mots-clés : Déterminants, Produits Forestiers Non Ligneux, Perception des attributs, Probit multivarié, Burkina Faso.

Determinants of the demand for non-timber forest products in Burkina Faso: the case of baobab, moringa, and hibiscus

Abstract

This article analyses the determinants of demand for baobab (*Adansonia digitata*), moringa (*Moringa oleifera*), and hibiscus (*Hibiscus sabdariffa*) in Burkina Faso. It draws on primary data collected from 384 households and employs a multivariate probit model, the robustness of which is verified using the Heckman model. The results show that the attributes of NTFPs, taste, perceived nutritional properties, and perceived therapeutic properties, are the determinants with the highest marginal effects on the probability of demand, surpassing those of price, income, and socio-demographic characteristics. These findings suggest that policies aimed at promoting these NTFPs should primarily rely on targeted awareness-raising programmes

¹ Centre d'études, de documentation et de recherches économiques et sociales (CEDRES), Université Thomas SANKARA, Saaba, Burkina Faso ;

*Auteur correspondant : Email : magloirethiombiano37@gmail.com ; ORCID : <https://orcid.org/0009-0007-4162-4791>

DOI : <https://doi.org/10.64707/revstlsh.v42i1.2052>

designed to strengthen households' knowledge of the nutritional and therapeutic properties of these products.

Keywords: Determinants, Non-Timber Forest Products, Attribute perception, Multivariate probit, Burkina Faso.

Introduction

Les forêts, caractérisées par leur flore et leur faune diversifiées, constituent des réservoirs essentiels de ressources naturelles. Les Produits Forestiers Non Ligneux (PFNL), définis comme des biens et services issus de ressources renouvelables de la biomasse forestière, jouent un rôle particulièrement crucial dans les moyens de subsistance des populations rurales mondiales (FIDA, 2011 ; Thiombiano, 2025a). Ces produits ont un potentiel démontré pour accroître les revenus et l'emploi (Kapemba, 2023), et leur importance socio-économique, écologique et nutritive est largement reconnue (Endamana et al., 2016 ; FAO, 2013 ; Sawadogo, 2024 ; Thiombiano, 2025b). Au Burkina Faso, les données de la DGEVCC (2022) confirment cette dynamique économique : pour la seule année 2021, les volumes de PFNL vendus au niveau national ont dépassé les 400 000 tonnes, tandis que la production globale reste portée par des disparités régionales marquées, à l'image du Centre-Est qui concentrait environ 76 % de la production recensée. De plus, ce secteur constitue un puissant vecteur d'inclusion sociale et de genre, la gestion des unités économiques et des groupements de commercialisation étant majoritairement assurée par les femmes, avec des taux de représentativité féminine dépassant fréquemment 90 % dans plusieurs régions du pays.

Toutefois, les PFNL présentent des profils très variés. Le baobab (*Adansonia digitata*), le moringa (*Moringa oleifera*) et l'hibiscus (*Hibiscus sabdariffa*) jouent un rôle économique majeur dans les économies rurales du Sahel. En tant que PFNL, ils constituent une source de revenus significative pour les ménages pauvres. Une revue systématique de 58 études a démontré qu'ils peuvent accroître les revenus des ménages ruraux de 19 % à 78 % (Asamoah et al., 2025). Au Burkina Faso, leur valorisation commerciale a permis d'impliquer jusqu'à 100 000 personnes à travers 179 entreprises villageoises, renforçant les revenus et la sécurité alimentaire, notamment des femmes (Tree Aid, 2024). Concernant l'hibiscus spécifiquement, ses feuilles, calices et graines constituent une source de revenu pour les ménages et jouent un rôle important dans la sécurité alimentaire et nutritionnelle des populations du Sahel (Issa et al., 2010). Sur le plan nutritionnel, ces

trois espèces peuvent améliorer certaines dimensions de la sécurité alimentaire grâce à leurs teneurs appréciables en protéines, vitamines (vitamine C et β -carotène) et minéraux essentiels (zinc, potassium, fer), confirmées par Ramde-Tiendrebeogo et al. (2025) et Mariod (2020). Outre leur rôle nutritionnel clé (Kebenzikato et al., 2023 ; Owolodun et Merten, 2023), ces plantes sont particulièrement adaptées aux conditions arides du Burkina Faso (Hausiku et al., 2020).

Leurs valeurs nutritionnelles et leur résilience suscitent l'intérêt croissant des scientifiques et des Organisations Non Gouvernementale (ONG) pour la vulgarisation et la valorisation de ces PFNL afin de contribuer à la sécurité alimentaire et nutritionnelle. Cependant, pour que toute stratégie de valorisation soit efficace, elle doit être basée sur une compréhension précise des mécanismes de la demande. Il est impératif de déterminer quels facteurs, au-delà des considérations de prix et de revenu, motivent réellement les populations à consommer ces produits. Dans la théorie classique, les économistes expliquent la demande d'un bien par des variables traditionnelles telles que son prix, les prix des substituts et le revenu du consommateur (Samuelson et Nordhaus, 2005). Néanmoins, la nouvelle microéconomie a démontré que ces variables ne sont pas les seuls déterminants de la consommation. La théorie de Lancaster (1966) est représentative de cette évolution, en proposant que les consommateurs ne recherchent pas les biens pour eux-mêmes, mais pour les caractéristiques ou attributs qu'ils possèdent. Cette approche est particulièrement pertinente pour des produits complexes comme les PFNL, dont les multiples propriétés (nutritives, thérapeutiques) peuvent être le principal moteur de leur demande.

De nombreuses études empiriques ont été consacrées aux PFNL, mais la majorité s'est concentrée sur les facteurs influençant leur collecte ou leur production (Dash et al., 2016 ; Haq et Shafi, 2022), ou les déterminants de la dépendance des ménages (Wale et al., 2022 ; Gelan, 2023). Les recherches portant spécifiquement sur les déterminants de la demande de PFNL en tant que biens de consommation sont rares (Oyewo et al., 2019 ; Onuwa et al., 2022). De surcroît, ces travaux présentent des limites importantes pour l'analyse de produits spécifiques. Ils ne nomment pas toujours explicitement les PFNL étudiés (Kapemba et al., 2023) ou omettent d'intégrer leurs attributs spécifiques comme facteurs explicatifs de la demande (Onuwa et al., 2022). Pourtant, les déterminants de la demande varient selon la nature

des PFNL, et l'intégration de leurs attributs est essentielle pour les expliquer.

A cet effet, cet article vise à analyser les facteurs qui influencent la demande du baobab, du moringa et de l'hibiscus au Burkina Faso. L'article part de l'hypothèse que la perception des attributs (perception des propriétés nutritives et thérapeutiques) de ces PFNL ont une influence positive plus grande sur la probabilité de leur demande que les facteurs économiques. Cette recherche se distingue des études précédentes en analysant spécifiquement la demande de ces trois PFNL aux propriétés uniques, en intégrant explicitement leurs attributs (perception des propriétés nutritives et thérapeutiques) comme facteurs déterminants, et en comparant l'ampleur de l'effet de ces attributs à celle des facteurs socio-économiques et démographiques sur la demande. La suite de l'article est organisée en trois parties. La première partie met en exergue la revue de littérature, la deuxième partie expose la méthodologie, et la troisième présente et discute des résultats économétriques.

1. Déterminants de la demande du baobab, du moringa et de l'hibiscus : une revue de littérature

1.1. Revue de littérature théorique

L'analyse des déterminants de la demande de produits forestiers non ligneux (PFNL) en tant que biens environnementaux mobilise plusieurs théories économiques qui se complètent progressivement. Les économistes classiques, tels que Smith (1776) et Ricardo, ont posé les bases de l'analyse de la demande en s'appuyant sur la théorie de la valeur-travail, selon laquelle la valeur d'un bien est déterminée par la quantité de travail nécessaire à sa production. Dans ce cadre, les déterminants traditionnels de la demande se limitent au revenu, au prix du bien et aux préférences du consommateur. Cependant, cette approche présente une limite majeure. Elle ne tient pas compte de la subjectivité du consommateur ni de l'utilité perçue dans l'acte de consommation. C'est précisément cette limite que les néoclassiques ont cherché à combler. Jevons (1865), Menger (1871) et Walras (1874) ont introduit la théorie de l'utilité marginale, selon laquelle la valeur d'un bien est déterminée par l'utilité supplémentaire retirée de la consommation d'une unité additionnelle. Cette théorie reconnaît les préférences et goûts individuels, et enrichit la liste des déterminants de la demande en y intégrant, outre le revenu et le prix du bien, les prix des substituts et des compléments ainsi que les anticipations des

consommateurs. Malgré cette avancée, l'approche néoclassique reste centrée sur les variables monétaires et ignore les caractéristiques intrinsèques des biens ainsi que les contraintes de temps pesant sur les ménages.

Lancaster (1966) a comblé cette lacune en révolutionnant la microéconomie du consommateur. Il postule qu'un bien se compose d'un ensemble d'attributs distincts, présents en quantités variables et combinables, et que l'utilité d'un produit dépend davantage de ces attributs que du produit lui-même. Ainsi, le choix du consommateur est influencé par des éléments non monétaires, tels que les caractéristiques qualitatives des biens. Toutefois, la théorie de Lancaster ne prend pas explicitement en compte la contrainte temporelle à laquelle font face les ménages dans leurs décisions de consommation. C'est Becker (1965) qui a introduit cette dimension temporelle dans l'analyse du choix du consommateur. Pour Becker, le ménage rationnel intègre le temps comme une ressource rare dans ses arbitrages de consommation et de production domestiques, cherchant à optimiser son allocation entre différentes activités. Le présent article s'appuie sur les théories de Lancaster (1966) et de Becker (1965) pour analyser les déterminants de la demande de PFNL. En effet, les PFNL, qu'ils soient collectés directement en forêt ou produits dans des jardins maraîchers, se distinguent par un ensemble d'attributs spécifiques (valeur nutritive, propriétés thérapeutiques, disponibilité saisonnière) et par des contraintes d'accès et de temps d'approvisionnement variables tout au long de l'année. Ces attributs non monétaires et cette dimension temporelle, que les théories classique et néoclassique ne permettent pas de saisir pleinement, justifient le recours à ce cadre théorique combiné pour rendre compte de la complexité des comportements de demande des ménages vis-à-vis des PFNL au Burkina Faso.

1.2. Revue de littérature empirique

Dans la littérature empirique, plusieurs travaux ont analysé les déterminants de la demande de biens, notamment de produits alimentaires et de PFNL. Ces travaux mettent en évidence des facteurs explicatifs qui s'articulent autour de deux grandes dimensions : les facteurs économiques et les attributs des biens d'une part, et les facteurs sociodémographiques d'autre part.

Les premiers travaux ont naturellement accordé une place centrale au prix comme déterminant fondamental de la demande. Oyewo et al. (2019), dans leur étude sur la consommation de boissons Zobo

(*Hibiscus sabdariffa*) au Nigéria, ont montré que le prix de vente constitue un déterminant clé de la demande, tout en révélant, contrairement à la théorie classique, une relation positive entre le prix et la demande. Des conclusions similaires ont été établies par Abadullahi et al. (2017) concernant la demande de pomme chez les consommateurs de Mubi au Nigéria. Cependant, ces travaux centrés sur le seul prix laissent dans l'ombre la question du revenu des ménages. D'autres auteurs ont comblé cette lacune en intégrant le revenu comme facteur explicatif complémentaire. Dans cette perspective, Brasil et al. (2023), dans une étude économétrique sur l'offre et la demande de PFNL en Amazonie brésilienne, ont montré que le revenu constitue le principal déterminant de la demande avec un coefficient d'élasticité-revenu de 1,20, significatif au seuil de 5% : une hausse de 10% du revenu per capita entraînerait une augmentation de 12% de la consommation de PFNL. Cette forte sensibilité de la demande au revenu témoigne du caractère de bien normal de ces produits, dont la consommation croît avec l'amélioration des conditions de vie. En revanche, Brasil et al. (2023) ont établi que la demande de PFNL est inélastique au prix, le coefficient de -0,11 n'étant pas statistiquement significatif, ce qui reflète une préférence stable des consommateurs pour ces produits indépendamment des variations de prix. Par ailleurs, Ngawembela et al. (2023), dans une étude sur la consommation de fruits dans les ménages ruraux de Tanzanie, ont établi une relation positive et significative entre le revenu du ménage et la consommation de fruits. Si ces études intègrent bien les variables monétaires, elles n'abordent pas encore les attributs intrinsèques des biens comme déterminants de la demande.

C'est cette dimension qu'ont explorée Onuwa et al. (2022) et Saeed et al. (2023). Onuwa et al. (2022), en examinant les déterminants du choix de consommation de PFNL au Nigéria par une régression logit multinomiale, ont conclu que les bénéfices perçus des PFNL, miel, champignons, oléagineux africains, sont positivement et significativement corrélés à leur demande. Dans la même logique, Saeed et al. (2023) ont montré au Soudan que la perception des attributs du fruit de baobab accroît positivement l'intérêt des consommateurs pour sa consommation. Ces résultats rejoignent l'approche de Lancaster (1966), confirmant empiriquement que les attributs non monétaires des biens jouent un rôle déterminant dans les comportements de demande. Toutefois, ces travaux négligent les caractéristiques des demandeurs eux-mêmes.

C'est pourquoi une partie de la littérature s'est attachée à identifier les facteurs sociodémographiques explicatifs de la demande. Ramadhani et Schmidt (2008) ont mis en évidence au Zimbabwe une corrélation entre le comportement d'achat de fruits sauvages et le sexe et l'âge des consommateurs, les hommes présentant une probabilité plus élevée d'achat que les femmes. Nguyen et al. (2016) ont confirmé en Australie que l'âge et le sexe affectent significativement la consommation de fruits et légumes. D'autres auteurs ont élargi cette perspective en intégrant le niveau d'éducation et la taille du ménage : Rudzani (2018) en Afrique du Sud et Nguyen et al. (2019) au Viêt Nam ont tous deux établi une relation négative entre la consommation de PFNL et le niveau d'éducation, et une relation positive avec la taille du ménage.

Au regard de cette revue, il apparaît que les déterminants de la demande de PFNL sont multidimensionnels, combinant variables économiques, attributs des biens et caractéristiques sociodémographiques. La présente étude s'inscrit dans cette perspective globale en cherchant à identifier les facteurs explicatifs de la demande des trois PFNL retenus, baobab, moringa et hibiscus, au Burkina Faso, en tenant compte à la fois de leurs attributs spécifiques, des contraintes économiques des ménages et de leurs caractéristiques sociodémographiques.

2. Méthodologie d'analyse

2.1. Cadre théorique

Cette étude s'inscrit dans le cadre théorique de la demande de Lancaster (1966). Selon cette théorie, la satisfaction globale issue d'un produit ou service résulte de la somme des satisfactions partielles générées par ses caractéristiques intrinsèques :

$$U_i = U(Z_i); i \in C \quad (1)$$

avec U_i l'utilité qu'un individu n retire d'une option i , $i \in C$ est l'ensemble des alternatives considérées. Z_i est le vecteur des attributs de l'alternative i .

Empiriquement, cette approche s'inspire de la théorie de l'utilité aléatoire de McFadden (1974). Cette théorie admet qu'il est impossible de saisir tous les facteurs sous-jacents aux préférences individuelles. Elle intègre donc une composante stochastique (ε_i) pour représenter l'influence des déterminants non mesurés sur l'utilité :

$$U_i = V_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

L'utilité U_i d'une option i est ainsi décomposée en une partie observable (V_i) et une partie aléatoire (ε_i).

En combinant ces deux cadres conceptuels, l'utilité U_i associée à une alternative i peut être exprimée de la manière suivante :

$$U_i = V(Z_i) + \varepsilon_i \quad (3)$$

$V(Z_i)$ est une fonction linéaire des attributs, Z_i représente le vecteur des attributs et ε_i le terme d'erreur.

La probabilité qu'un individu n sélectionne l'alternative i plutôt qu'une autre alternative j est formulée comme suit :

$$Pr(i | C) = Pr(V_{ni} + \varepsilon_{ni} > V_{nj} + \varepsilon_{nj}, \forall j \in C, j \neq i) \quad (4)$$

2.2. Modèle d'analyse

La littérature privilégie les modèles Logit et Probit pour les études de décision impliquant des choix binaires. Lorsqu'un individu est confronté à une seule option (variable dépendante dichotomique codée 1 ou 0), un modèle Logit ou Probit univarié est généralement employé (Oude Lansink et al., 2003). En revanche, pour des choix multiples (par exemple, entre plusieurs biens), la littérature suggère l'utilisation de modèles Logit ou Probit multinomiaux ou multivariés (Adekambi et Hinnou, 2020). Les modèles multinomiaux reposent sur l'hypothèse d'indépendance des alternatives non pertinentes, impliquant que les termes d'erreur des équations de choix s'excluent mutuellement (Greene et Hensher, 2003). Cependant, les choix de consommation de différents biens ne sont pas mutuellement exclusifs ; un consommateur peut demander un bien en raison d'un autre bien qu'il consomme déjà ou prévoit de consommer. Par conséquent, les termes d'erreur aléatoires des équations de demande des biens peuvent être corrélés. Dans de telles situations, l'estimation par des modèles Logit ou Probit multinomiaux produirait des estimateurs biaisés (Greene, 2008).

Cet article se concentre sur l'analyse des déterminants de la demande de trois produits : le baobab, le moringa et l'hibiscus. Étant donné que les consommateurs ont souvent tendance à demander plusieurs biens simultanément pour maximiser leur utilité, il est pertinent de postuler une interdépendance entre les décisions de demande de ces biens. Lorsque cette interdépendance est suspectée, la littérature recommande l'utilisation d'un modèle de régression probit multivarié pour obtenir des estimateurs non biaisés (Timu et al., 2014). Le modèle probit multivarié, extension du probit bivarié, emploie des techniques de

simulation de Monte Carlo pour estimer simultanément le système d'équations de régression probit multivarié (Greene, 2008 ; Magnusson et al., 2019). Le modèle structurel utilisé ici comprend trois équations individuelles pour la demande de baobab (5), de moringa (6) et d'hibiscus (7).

$$y_1^* = x_{01}\beta_1 + \varepsilon_1 \quad (5)$$

$$y_2^* = x_{02}\beta_2 + \varepsilon_2 \quad (6)$$

$$y_3^* = x_{03}\beta_3 + \varepsilon_3 \quad (7)$$

Les variables y_i^* ne sont pas mesurées (Dougherty, 2011 ; Nhemaehena et al., 2014) directement. Ce sont des variables à réponses sous forme binaire : l'individu consomme ou non le produit en question. Les variables observables y_i sont donc fonction de y_i^* et exprimés comme suit :

$$y_i = \begin{cases} 1 & \text{si } y_i^* > 0 \\ 0 & \text{si } y_i^* \leq 0 \end{cases} \text{ avec } i = 1,2,3 \quad (8)$$

L'utilisation d'un modèle probit repose sur un certain nombre d'hypothèses : les termes d'erreur ε_i doivent être normalement distribués de moyenne μ_i , de variance σ_i^2 et de covariance σ_{ij} . En plus de l'hypothèse de normalité des erreurs, le modèle triprobit requiert que les termes d'erreur aléatoires soient de moyenne nulle et de variance unitaire.

Les paramètres β_i sont estimés en maximisant la probabilité de réalisation de l'échantillon. La probabilité jointe de réalisation des n observations est une fonction de logvraisemblance représentée par l'expression suivante :

$$\log L = \sum_{n=1}^N \log [\Phi_3(q_{1n}x'_{1n}\beta_1, q_{2n}x'_{2n}\beta_2, q_{3n}x'_{3n}\beta_3, \Sigma_*)] \quad (9)$$

$$\text{Où } q_{in} = 2y_{in} - 1 \text{ et } \Sigma_* = q_{in} q_{jn} \sigma_{ij}$$

2.3. Source des données

Les données de cet article sont issues d'une collecte menée du 16 janvier au 5 février 2024 dans les régions d'Oubri et du Kadiogo du Burkina Faso. L'enquête a principalement ciblé les chefs de ménage, qui sont souvent les décideurs culinaires dans notre zone d'étude (milieux urbain et rural). Le choix des régions et communes reposait sur trois critères :

(i) l'accessibilité de la zone, (ii) la disponibilité des PFNL, et (iii) la domestication des plantes fournissant ces PFNL. Un échantillon de 384 ménages a été sélectionné par échantillonnage aléatoire stratifié, incluant les villages de Zitenga (Lelexé, Kounda, Yargo, Itaoré, Yanga, Tanlili) et les quartiers d'Ouagadougou (Benego, Paglayiri, Samandin, Zone du bois, Tampouy, Pissy). La taille de l'échantillon a été calculée selon la formule :

$$n = \frac{(1,96)^2 * N}{(1,96)^2 + I^2(N-1)} \quad (10)$$

Où n = taille de l'échantillon, N = population totale de l'étude et $I = 2\varepsilon$, ε = (marge d'erreur, 5 %).

Pour assurer une bonne compréhension, un questionnaire a été administré en face-à-face aux ménages. Ce questionnaire a été développé dans le cadre du projet NUTRiGREEN, enrichi par une revue de la littérature existante et par les contributions d'experts suédois, sénégalais, allemands et burkinabè, dont les apports ont permis d'adapter l'outil aux réalités socioéconomiques et culturelles du contexte burkinabè.

Avant son déploiement, il a fait l'objet d'un essai pilote auprès de 30 ménages représentatifs de l'échantillon cible. Cette phase a permis d'évaluer la clarté des questions, la fluidité des entretiens et la durée de passation. Elle a conduit à la reformulation de certaines questions ambiguës et à la clarification de termes techniques liés aux PFNL, aboutissant ainsi à la validation de la version finale du questionnaire.

2.4. Justification du choix des variables

2.4.1. Variables dépendantes

Cet article vise à analyser les déterminants de la demande de PFNL. Contrairement à la théorie de la demande classique qui se focalise sur la quantité consommée (marge intensive), notre approche privilégie la décision de consommer le PFNL (marge extensive), c'est-à-dire la probabilité qu'un ménage demande ces produits. Nos variables dépendantes sont donc dichotomiques, prenant la valeur 1 si le chef de ménage déclare consommer le PFNL (baobab, moringa ou hibiscus) et 0 sinon.

2.4.2. Variables indépendantes

Les PFNL sont des biens de consommation, et leur demande s'inscrit dans la théorie du consommateur. Cette théorie, complétée par des études empiriques, identifie de nombreux facteurs expliquant la demande. Les préférences et besoins varient selon l'âge et les individus. Certaines personnes âgées, par exemple, peuvent recourir davantage aux PFNL comme les plantes médicinales ou les produits de soins à base de plantes. L'âge du chef de ménage peut donc influencer négativement (Solama, 2022) ou positivement (Bhujun et al., 2020 ; Kiprotich et al., 2019) la demande de PFNL. Un signe ambigu est donc attendu pour cette variable. Le sexe du chef de ménage est une variable dichotomique (1 pour les hommes, 0 pour les femmes). Il peut influencer la demande de PFNL (Oyewo et al., 2019 ; Nguyen et al., 2016). En effet, les femmes, souvent responsables des repas familiaux et commerçantes de légumes sur les marchés, pourraient avoir une demande plus élevée de PFNL pour des raisons alimentaires ou commerciales que les hommes. Un signe négatif est donc attendu pour cette variable. Le niveau d'instruction du chef de ménage est une variable binaire (1 pour instruit, 0 pour non-instruit). Son impact sur la demande de PFNL peut être positif (Nguyen et al., 2019) ou négatif (Kiprotich et al., 2019). En effet, le niveau d'instruction influence le quotidien des individus. Un niveau d'instruction élevé peut inciter à la consommation de produits considérés comme de qualité supérieure aux PFNL. Inversement, une instruction élevée peut accroître la connaissance des bénéfices nutritionnels et thérapeutiques des PFNL, stimulant ainsi leur demande. Le signe attendu pour cette variable est donc mitigé. La situation matrimoniale du chef de ménage peut également expliquer la demande de PFNL. Kapemba et al. (2023) ont montré que les chefs de ménage mariés ont une probabilité plus élevée de demander des PFNL. Toutefois, les célibataires, ayant potentiellement moins de responsabilités familiales que les personnes mariées, pourraient disposer d'une plus grande flexibilité pour explorer et demander ces produits. Le signe attendu pour cette variable reste donc ambigu. La taille du ménage : c'est le nombre de personnes vivant dans le ménage de l'enquêté. Cette variable est supposée être pertinente pour expliquer la consommation des PFNL. En effet des études ont montré que la taille du ménage a un effet sur la consommation des légumes feuilles (Rakotonirainy et al., 2010). Ces auteurs ont montré dans leurs travaux que la consommation des légumes feuilles augmentait avec la taille du ménage. Un signe positif est attendu de cette variable.

Le revenu total mensuel du ménage peut influencer la demande de PFNL de manière positive ou négative. Pour certains consommateurs, les PFNL sont des biens normaux, tandis que pour d'autres, ils sont des biens inférieurs. Gondo et al. (2020) ont observé une relation positive entre le revenu et la demande, alors que Solama (2022) a trouvé une relation négative. Dans cette étude, le revenu est appréhendé par les dépenses totales mensuelles du ménage, et le signe attendu demeure ambigu. Le prix des biens peut exercer une influence négative sur la demande, conformément à la loi de la demande. En effet, une augmentation du prix d'un bien entraîne généralement une diminution de sa demande, ceteris paribus. Cependant, des études comme celle d'Oyewo et al. (2019) ont révélé une relation positive entre le prix de vente et la quantité demandée du jus d'hibiscus. Dans le cadre de cet article, un signe négatif est néanmoins attendu pour cette variable. Les attributs des PFNL incluent leur goût et la perception de leurs caractéristiques, telles que leurs propriétés nutritives et thérapeutiques. Un attribut est codé 1 si le ménage consomme le produit en raison de cet attribut, et 0 sinon. Ces attributs peuvent avoir un impact positif sur la demande du bien s'ils sont jugés très attractifs. Oyewo et al. (2019) et Saeed et al. (2023) ont trouvé une corrélation positive entre la consommation des biens et leurs attributs, alors qu'Onuwa et al. (2022) ont trouvé une relation négative. Dans cette étude, un effet positif est anticipé pour ces variables. Voir le tableau I pour le récapitulatif des variables.

Tableau I : Tableau récapitulatif des variables du modèle

Définition	Nature	Signe attendu
Consommation des PFNL : 1=consomme ; 0=sinon	Dichotomique	Variable dépendante
L'âge du répondant	Quantitative	+/-
Sexe du répondant : 0=femme ; 1=homme	Dichotomique	-
Situation matrimoniale du répondant : 0=célibataire ; 1=marié	Dichotomique	+/-
Taille du ménage	Quantitative	+
Niveau d’instruction du répondant : 0=non instruit ; 1=instruit	Dichotomique	+/-
Prix des biens	Quantitative	+
Revenu	Quantitative	+/-
Gout des PFNL : 0=non ; 1=oui	Dichotomique	+
Perception de la propriété nutritionnelle : 0=non ; 1=oui	Dichotomique	
Perception de la propriété thérapeutique : 0=non ; 1=oui	Dichotomique	

Source : auteur

3. Résultats et discussion

3.1. Statistiques descriptives

3.1.1. Caractéristiques sociodémographiques de l'échantillon

La Figure 1 révèle que l'échantillon est composé de 40,62 % de chefs de ménage hommes et 59,38 % de chefs de ménage femmes. Cette répartition s'écarte de la structure habituelle des ménages burkinabè, où les hommes constituent majoritairement les chefs de ménage (INSD, 2022). Cela pourrait s'expliquer par la crise sécuritaire que traverse le Burkina Faso depuis plusieurs années, qui a entraîné des pertes humaines importantes, notamment parmi les Volontaires pour la Défense de la Patrie (VDP), dont plusieurs étaient chefs de ménage, conduisant ainsi des femmes à assumer ce rôle. Le niveau d'instruction est relativement équilibré, avec 48,70% des enquêtés déclarant être instruits, contre 51,30% non instruits. En outre, la majorité des personnes interrogées (90,62%) sont mariées.

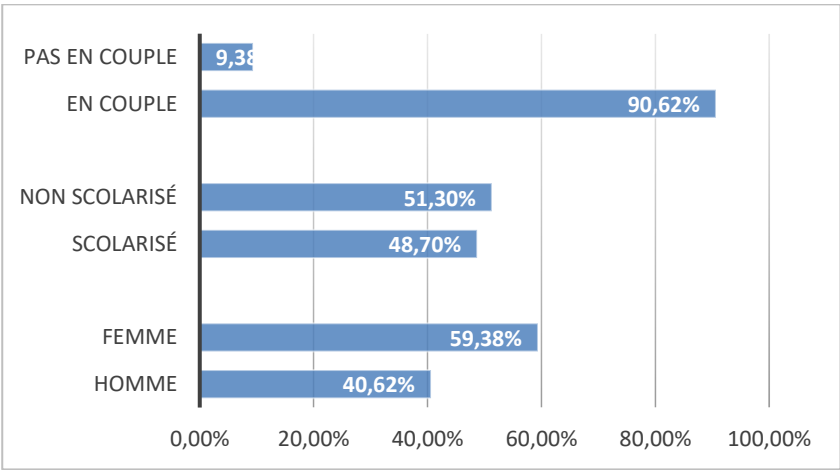


Figure 1 : Statistiques des variables qualitatives

Source : auteur sur la base des données collectées en janvier 2024

Le Tableau II montre que l'âge des enquêtés varie de 19 à 85 ans, avec une moyenne de 41,39 ans. La taille moyenne des ménages est de 8,85 (approximativement 9 personnes) avec une variation entre 1 personne et 27 personnes. Les prix moyens par kilogramme sont de 662 FCFA pour le baobab, 4 765 FCFA pour le moringa et 972 FCFA pour l'hibiscus. Les valeurs minimales et maximales par kilogramme s'établissent à 0 FCFA et 1750 FCFA pour le baobab, 0 FCFA et 8 000

FCFA pour le moringa, et 0 FCFA et 2 300 FCFA pour l'hibiscus. Enfin, le revenu moyen est de 70 528 FCFA, avec une fourchette allant de 7 500 FCFA à 550 000 FCFA. Les valeurs minimales de prix observées à 0 FCFA pour les trois produits s'expliquent par le fait que certains ménages se les procurent par autocollecte directe en forêt ou par des dons de voisins ou de membres de la famille, sans transaction monétaire.

Tableau II : Statistiques des variables quantitatives

Variables	Min	Max	Moyenne
Age	19	85	41,39
Taille du ménage	1	27	8,85
Prix baobab	0	1.750	662
Prix moringa	0	8.000	4.765
Prix hibiscus	0	2.300	972
Revenu	7.500	550.000	70.528

Source : auteur sur la base des données collectées en janvier 2024

3.1.2. Caractéristiques des attributs des biens

La Figure 2 illustre les statistiques de consommation des biens en fonction de leurs attributs. Ces données révèlent que 47,92% des consommateurs de baobab le consomment pour son goût, 66,41% pour ses propriétés nutritives et 57,55% pour ses propriétés thérapeutiques. Concernant le moringa, l'intérêt des consommateurs se porte davantage sur son goût (72,14%), suivi de ses propriétés thérapeutiques (51,82%) et nutritives (42,97%). Enfin, pour l'hibiscus, 60,94% des consommateurs sont attirés par son goût, 48,70% par ses propriétés nutritives et 27,60% par ses propriétés thérapeutiques.

3.2. Déterminants de la demande du baobab, du moringa et de l’hibiscus

3.2.1. Test de corrélation des erreurs

Les valeurs observées du log de vraisemblance et le test de Wald Chi carré de toutes les variables du modèle permettent de conclure que les variables explicatives utilisées dans le modèle sont appropriées et qu'au moins une de ces variables a un effet non nul.

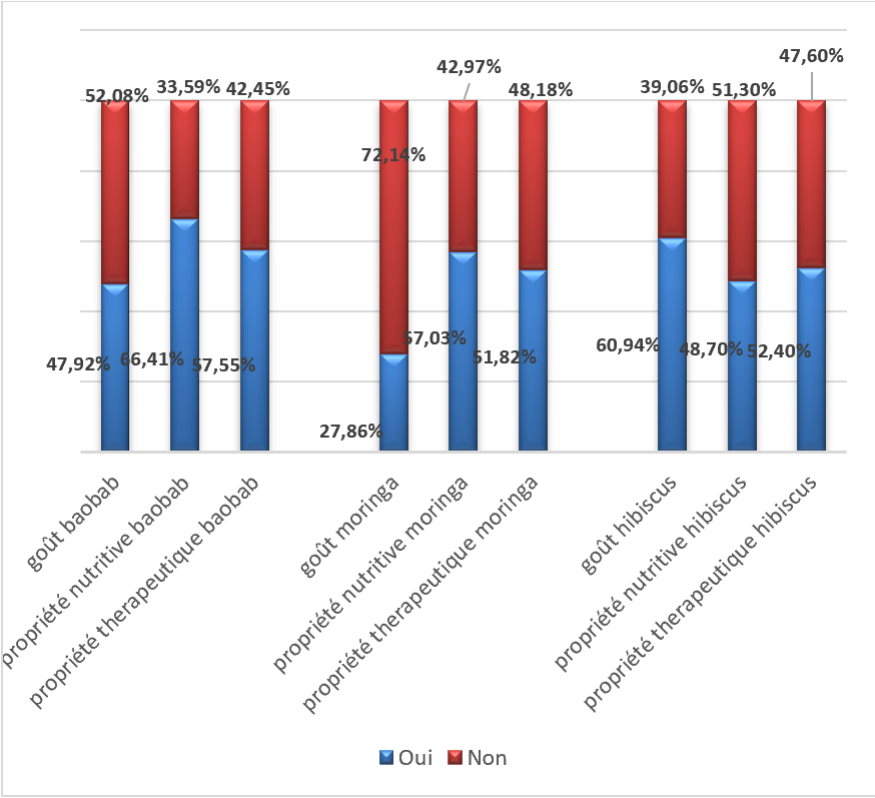


Figure 2 : statistiques des attributs des biens

Source : auteur sur la base des données collectées en janvier 2024

En effet, le test d'indépendance entre les trois équations, c'est-à-dire le test du rapport de vraisemblance, est rejeté en faveur d'une dépendance conjointe des termes d'erreur du modèle avec $\chi^2(3) = 102,49$ et une probabilité $p=0,000$ (tableau joint en annexe).

Une analyse supplémentaire des coefficients de corrélation indique que ρ_{21} et ρ_{32} sont positifs et significatifs respectivement à 5% et 10%. Ce résultat traduit une certaine complémentarité entre les types de demande de biens. On constate à cet effet qu'à travers ce résultat, ceux qui demandent le baobab, demandent également l'hibiscus. Cette corrélation permet de justifier le choix d'un modèle Probit multivarié et non de trois Probit indépendants.

3.2.2. Analyses économétriques

Le Tableau III présente les résultats de l'estimation du modèle probit multivarié. Ces résultats confirment une significativité globale du

modèle ($\text{Prob} > \chi^2 = 0.000$) et mettent en lumière l'influence des variables socio-démographiques, économiques et de la perception des attributs du baobab, du moringa et de l'hibiscus sur la demande de ces produits.

Concernant la demande de baobab, les principaux déterminants identifiés sont son goût, la perception de ses propriétés nutritives et thérapeutiques, son prix, le sexe et le revenu du chef de ménage. Le goût et la perception de ses propriétés nutritives sont statistiquement significatifs au seuil de 1%, tandis que la perception de sa propriété thérapeutique l'est au seuil de 5%. Tous ces facteurs exercent un effet positif sur la probabilité de demander le baobab. Les effets marginaux indiquent que cette probabilité s'accroît de 13,23% grâce à son goût, de 24,26% pour ses propriétés nutritives perçues et de 3,76% pour ses propriétés thérapeutiques perçues. Au seuil de 10%, les ménages dirigés par des hommes ont une probabilité plus élevée de demander le baobab comparativement à ceux dirigés par des femmes, avec un effet marginal de 3,01%. Le revenu est statistiquement significatif au seuil de 1%, mais réduit la probabilité de demander le baobab, avec un effet marginal négatif de 0,03%. Enfin, le prix du baobab, significatif au seuil de 5%, agit négativement sur la probabilité de demande, avec un effet marginal de 0,008%.

Pour la demande de moringa, les principaux déterminants sont la perception de ses propriétés nutritives et thérapeutiques ainsi que son prix. La perception de ses propriétés nutritives et thérapeutiques est significative au seuil de 1% et augmente respectivement la probabilité de demander le moringa de 9,71% et de 45,56%. Le prix du moringa, significatif au seuil de 1%, réduit la probabilité de demande, avec un effet marginal de 0,001%. Concernant la demande d'hibiscus, son goût, la perception de ses propriétés nutritives et thérapeutiques, son prix, la situation matrimoniale et la taille du ménage en sont les principaux déterminants. Le goût et la perception de ses propriétés nutritives et thérapeutiques sont significatifs au seuil de 1% et accroissent positivement la probabilité de demander l'hibiscus, avec des effets marginaux respectifs de 14,93%, 0,61% et 0,29%. Les chefs de ménage mariés ont une probabilité moindre de demander l'hibiscus au seuil de 10%, avec un effet marginal négatif de 0,10%. Le prix de l'hibiscus, significatif au seuil de 1%, réduit la probabilité de demande, avec un effet marginal de 0,002%. En revanche, la probabilité de demander l'hibiscus augmente avec la taille du ménage au seuil de 5%, chaque

membre supplémentaire accroissant cette probabilité de 0,2% (seuil de 5%).

3.2.3. Analyse Comparative des Déterminants de la Demande : Attributs des Produits vs. Facteurs Socio-Économiques

L'analyse des effets marginaux démontre que les attributs spécifiques des produits étudiés exercent une influence notable, et souvent plus prononcée, sur la probabilité de demande, comparativement aux facteurs socio-économiques et démographiques classiques. Pour le baobab, la probabilité de demande augmente significativement avec la perception de ses attributs : le goût l'accroît de 13,23%, la perception de ses propriétés nutritives de 24,26%, et celle de ses propriétés thérapeutiques de 3,76%. En revanche, les facteurs socio-économiques ont des effets moins marqués : le sexe du chef de ménage est lié à une augmentation de 3,01%, tandis que le revenu a un effet marginal réducteur de -0,03%, et le prix n'a qu'un effet négligeable sur la probabilité de demande (0,008%).

Pour le moringa, ses propriétés intrinsèques sont également des moteurs essentiels de la demande. La perception de ses propriétés nutritives augmente la probabilité de demande de 9,71%. L'effet de ses propriétés thérapeutiques est particulièrement prononcé, entraînant une hausse de 45,56% de la probabilité de demande. Le prix, quant à lui, n'a qu'un effet négligeable sur la probabilité de demande (0,001%). Enfin, les attributs de l'hibiscus jouent également un rôle prépondérant. Son goût est associé à une augmentation de 14,93% de la probabilité de demande. La perception de ses propriétés nutritives et thérapeutiques contribue respectivement à une augmentation de 0,61% et 0,29%. Les facteurs socio-économiques, en revanche, ont des impacts plus modérés : la taille du ménage augmente la probabilité de demande de 0,02%, le sexe du chef de ménage a un effet réducteur de -0,1%, le revenu diminue la probabilité de demande de -0,03%, et le prix n'a qu'un effet négligeable (0,002%).

En synthèse, ces résultats soulignent l'importance cruciale des attributs perçus des produits (goût, propriétés nutritives et thérapeutiques) comme déterminants majeurs de leur demande, souvent avec une ampleur supérieure à celle des variables socio-économiques et démographiques traditionnellement étudiées.

Tableau III : Estimation du modèle probit multivarié (avec les effets marginaux entre parenthèses et les écarts-types entre crochets)

Variables	Consommation du baobab	Consommation du moringa	Consommation de l'hibiscus
Age du répondant	0,003 (0,0003) [0,011]	-0,024 (-0,0014) [0,019]	0,017 (0,0000) [0,017]
Sexe du répondant	0,539* (0,0301) [0,287]	0,465 (0,0158) [0,373]	0,466 (0,0009) [0,424]
Education du répondant	-0,444 (-0,0307) [0,279]	-0,409 (-0,0205) [0,405]	0,579 (0,0016) [0,412]
Situation matrimoniale du répondant	-0,587 (-0,0226) [0,463]	-0,512 (-0,0135) [0,893]	-1,291* (-0,0010) [0,682]
Taille du ménage	-0,007 (-0,0006) [0,026]	0,090 (-0,0043) [0,062]	0,109** (0,0002) [0,051]
Revenu du répondant	-0,006*** (-0,0003) [0,001]	-0,001 (-0,0001) [0,003]	-0,004 (-0,0000) [0,002]
Prix du bien	-0,001** (-0,00008) [0,000]	-0,000*** (-0,00001) [0,000]	-0,004*** (-0,00002) [0,000]
Goût du bien	1,715*** (0,1323) [0,400]	0,728 (0,0223) [0,540]	3,705*** (0,1493) [0,662]
Propriété nutritive du bien	1,892*** (0,2426) [0,321]	1,754*** (0,0971) [0,573]	1,544*** (0,0061) [0,555]
Propriété thérapeutique du bien	0,687* (0,0376) [0,344]	3,480*** (0,4556) [0,546]	1,443*** (0,0029) [0,548]
Constante	1,434 [0,922]	3,123* [1,517]	3,590*** [1,353]
Nombre d'observations	384		
Wald chi2 (30)	229,18		
Prob > chi2	0,0000		
Rho21	0,470** [0,196]		
Rho31	0 ,078 [0,240]		
Rho ² 32	0,502** [0,195]		

Légende : * significative à 10% ; ** significative à 5% ; *** significative à 1%

Source : auteur sur la base des estimations

3.2.4. Discussion

Les résultats de cette étude confirment que les attributs des biens constituent les principaux déterminants de la demande des trois PFNL

² Rho 21 ; Rho 31 ; Rho 32 sont des mesures de la corrélation entre les termes d'erreur des équations de demande de moringa, baobab et hibiscus.

étudiés, conformément aux prédictions de la nouvelle microéconomie du consommateur (Lancaster, 1966). Pour les trois produits, la perception des propriétés nutritives et thérapeutiques exerce les effets marginaux les plus élevés, surpassant systématiquement ceux des variables économiques et socio-démographiques. Cela s'explique par une bonne connaissance des bénéfices de ces produits par les consommateurs de la zone d'étude. Sur la base des informations lors de la collecte, les hommes utilisent notamment les racines de moringa comme aphrodisiaque et ses feuilles, combinées à l'hibiscus, pour prévenir l'hypertension, tandis que le baobab est principalement demandé pour renforcer le système immunitaire et améliorer la digestion. Ces résultats rejoignent ceux de Saeed et al. (2023) au Soudan, qui ont mis en évidence une relation positive entre les avantages nutritionnels et sanitaires de la pulpe de baobab et sa consommation, et de Onuwa et al. (2022) au Nigéria, qui ont confirmé le rôle déterminant des bénéfices perçus dans la demande de PFNL. En revanche, ils contredisent Omodara (2022) au Nigéria, qui a trouvé une corrélation négative entre le goût des légumes et leur consommation.

S'agissant des déterminants économiques, le prix influence négativement et significativement la demande des trois PFNL, conformément à la loi de la demande, mais avec des effets marginaux très faibles (0,008% pour le baobab, 0,001% pour le moringa et 0,002% pour l'hibiscus). Cette très faible élasticité-prix suggère que les consommateurs perçoivent ces produits comme des nécessités fonctionnelles liées à la santé et à la nutrition, pour lesquelles ils identifient peu de substituts proches, rendant ainsi leur demande rigide face aux variations de prix. Ce résultat contraste avec les études empiriques portant sur des fruits et légumes standards (Abadullahi et al., 2017 ; Omodara, 2022), soulignant la spécificité des PFNL dans les comportements de consommation. Concernant le revenu, son effet négatif sur la demande de baobab indique que ce produit se comporte comme un bien inférieur : à mesure que les ménages s'enrichissent, ils tendent à le substituer par des aliments perçus comme ayant un statut social supérieur ou offrant une plus grande diversité nutritionnelle. Ce résultat concorde avec Saloma (2022) aux Philippines, qui a mis en évidence une relation négative entre le revenu et la consommation de légumes, mais contredit Ngawembela et al. (2023) en Tanzanie, qui ont établi une relation positive.

Les facteurs sociodémographiques jouent quant à eux un rôle plus limité et différencié selon les produits. Le sexe du chef de ménage

influence uniquement la demande de baobab, les ménages dirigés par des hommes présentant une probabilité plus élevée de le demander. Cela s'explique par la forte implication des hommes dans les pratiques agricoles liées au baobab dans la zone d'étude, notamment à travers les jardins nutritifs. Ce résultat est cohérent avec Ramadhani et Schmidt (2008) au Zimbabwe, mais contredit Nguyen et al. (2016) en Australie et Ngawembela et al. (2023) en Tanzanie. La situation matrimoniale, quant à elle, influe négativement sur la demande d'hibiscus : les chefs de ménage mariés présentent une probabilité moindre de le demander, probablement en raison d'une allocation budgétaire prioritairement orientée vers les produits de première nécessité pour l'ensemble du ménage. Ce résultat contraste avec Kapemba et al. (2023) en République Démocratique du Congo. Enfin, la taille du ménage accroît positivement la probabilité de demander l'hibiscus, les grands ménages favorisant la consommation d'aliments nutritifs, disponibles et accessibles localement. Ce résultat est cohérent avec Rakotonirainy et al. (2010) à Madagascar, ainsi qu'avec Rudzani (2018) en Afrique du Sud et Nguyen et al. (2019) au Viêt Nam.

3.3. Analyse de robustesse

Afin de tester la robustesse des résultats et de corriger le biais de sélection inhérent au modèle probit multivarié, une estimation complémentaire par le modèle de Heckman a été réalisée, dont les résultats sont consignés dans le Tableau A.3. Les trois modèles sont globalement significatifs ($\text{Prob} > \chi^2 = 0,0000$) et le lambda de Mills, négatif et significatif au seuil de 1% pour les trois produits, confirme la présence d'un biais de sélection et valide le recours à cette approche. Contrairement au modèle probit multivarié où la variable dépendante est binaire, la seconde équation du modèle de Heckman modélise une variable dépendante quantitative, à savoir la quantité consommée par le ménage. Cette spécification permet ainsi d'analyser non seulement la décision de consommer, mais également l'intensité de cette consommation.

Les résultats obtenus convergent largement avec ceux du modèle probit multivarié. Pour les trois PFNL, les attributs intrinsèques des biens demeurent les principaux déterminants de la demande. Le goût exerce un effet positif et significatif au seuil de 1% pour le baobab et le moringa, et au seuil de 5% pour l'hibiscus. La perception des vertus nutritives influence positivement et significativement la demande des trois produits au seuil de 1%. La perception des propriétés

thérapeutiques exerce également un effet positif significatif au seuil de 5% pour le baobab, et au seuil de 1% pour le moringa et l'hibiscus. S'agissant du prix, il réduit significativement la demande du moringa au seuil de 1% et celle de l'hibiscus au seuil de 5%, sans effet significatif détecté pour le baobab. Pour ce dernier produit, le revenu confirme son effet négatif significatif au seuil de 5%, corroborant son caractère de bien inférieur. Par ailleurs, le sexe masculin du chef de ménage influence positivement la demande de baobab au seuil de 5%, ainsi que celle du moringa au même seuil de significativité. Ces résultats attestent de la robustesse des conclusions de l'analyse.

Conclusion et implications de politiques économiques

Cet article a analysé les déterminants de la demande du baobab (*Adansonia digitata*), du moringa (*Moringa oleifera*) et de l'hibiscus (*Hibiscus sabdariffa*) au Burkina Faso. Face au constat que les stratégies de valorisation de ces PFNL restent insuffisamment ancrées dans une compréhension des mécanismes réels de leur demande, cet article a cherché à déterminer quels facteurs, au-delà des considérations classiques de prix et de revenu, motivent les ménages à consommer ces produits. En partant de l'hypothèse que la perception de leurs attributs nutritifs et thérapeutiques exerce une influence positive plus grande sur la probabilité de leur demande que les facteurs économiques traditionnels, l'analyse a mobilisé des données primaires collectées auprès de 384 ménages et a eu recours au modèle probit multivarié, complété par le modèle de Heckman pour tester la robustesse des résultats.

Les résultats confirment l'hypothèse de départ. Pour les trois PFNL, les attributs des biens (le goût, la perception de leurs propriétés nutritives et thérapeutiques), constituent les déterminants dont l'effet marginal sur la probabilité de demande est le plus élevé, surpassant celui des variables économiques et socio-démographiques. Plus spécifiquement, les principaux déterminants de la demande du baobab sont son goût, la perception de ses propriétés nutritives et thérapeutiques, son prix, le sexe du chef de ménage et son revenu. Pour le moringa, la perception de ses propriétés nutritives et thérapeutiques ainsi que son prix ressortent comme déterminants essentiels. Concernant l'hibiscus, son goût, la perception de ses propriétés nutritives et thérapeutiques, son prix, la situation matrimoniale et la taille du ménage en sont les principaux déterminants.

Ces résultats ont des implications directes en termes de politiques de valorisation. Dans la mesure où la demande de ces PFNL est davantage portée par la perception de leurs attributs que par les variables de prix et de revenu, les stratégies de valorisation ne doivent pas se limiter à des interventions sur les prix ou les revenus. Elles doivent prioritairement viser à renforcer et diffuser la connaissance des propriétés nutritives et thérapeutiques de ces produits auprès des ménages, à travers des campagnes de sensibilisation et de communication.

Références bibliographiques

- Adekambi, S. A., & Hinnou, C. L. (2020). Analyse de l'adoption des stratégies d'adaptation aux changements climatiques à l'aide du modèle probit multivarié. *Afrique Science*, 17(6), 192-206.
- Asamoah, O., Danquah, J. A., Bamwesigye, D., Akalibey, S., Appiah, M., & Pappinen, A. (2025). A systematic review of the potential of non-timber forest products to alleviate poverty. *Ecological Frontiers*.
- Becker, G. S. (1965). A Theory of the Allocation of Time. *The economic journal*, 75(299), 493-517.
- Brasil, A. A., Angelo, H., Calderon, R. A., Almeida, A. N., & Paula, M. F. (2023). An econometric model for non-timber forest products in the Brazilian Amazon. *Australian Journal of Crop Science*, 17(3), 282–288. <https://doi.org/10.21475/ajcs.23.17.03.p3804>
- Dash, M., Behera, B., & Rahut, D. B. (2016). Determinants of household collection of non-timber forest products (NTFPs) and alternative livelihood activities in Similipal Tiger Reserve, India. *Forest Policy and Economics*, 73, 215–228. <https://doi.org/10.1016/j.forpol.2016.09.012>.
- Direction Générale de l'Économie Verte et du Changement Climatique (DGEVCC). (2022). Rapport d'enquête sur les Produits Forestiers non Ligneux 2021. Direction Générale de l'Économie Verte et du Changement Climatique, Ministère de l'Environnement, de l'Énergie, de l'Eau et de l'Assainissement, Secrétariat Général, Burkina Faso.
- Dougherty, C. (2011). *Introduction to econometrics*. Oxford University Press, 23 p.

- Endamana, D., Angu, K. A., Akwah, G. N., Shepherd, G., & Ntumwel, B. C. (2016). Contribution of non-timber forest products to cash and non-cash income of remote forest communities in Central Africa. *International Forestry Review*, 18(3), 280-295.
- FAO. (2013). The ecological and socio-economic importance of NTFPs in the management of forest ecosystems. Food and Agriculture Organization of the United Nations (FAO).
- FAO. (2014). About Non-Wood Forest Products. Food and Agriculture Organization of the United Nations (FAO). <http://www.fao.org/forestry/nwfp/6388/en/>.
- Fonds International de Développement Agricole (FIDA). (2011). Gestion des ressources naturelles et de l'environnement. Renforcer la capacité d'adaptation des moyens d'existence par une utilisation durable des actifs naturels. Quintily, Italie, Rome.
- Gondo, R., Kolawole, O. D., Mbaiwa, J. E., & Motsholapheko, M. R. (2020). Demographic and socio-economic factors influencing water governance in the Okavango Delta, Botswana. *Scientific African*, 10, e00602.
- Greene, W. (2008). Functional forms for the negative binomial model for count dat. *Economics Letters*, 99(3), 585 -590.
- Greene, W., & Hensher, D. (2003). A latent class model for discrete choice analysis: contrasts with mixed logit. *Transportation Research Part B: Methodological*, [https://doi.org/10.1016/S0191-2615\(02\)00046-2](https://doi.org/10.1016/S0191-2615(02)00046-2).
- Haq, I. and M.M. Shafi. 2022. Determinants of non-timber forest products collection and their contribution to rural household's income in District Swat. *Sarhad Journal of Agriculture*, 38(2): 723-733.
- Hausiku, M., Kwembeya, E., Chimwamurombe, P., & Mbangu, A. (2020). Évaluation des limites des espèces de *Moringa ovalifolia* en Namibie à l'aide de données sur les séquences nucléaires de son ADN. *South African Journal of Botany*, PP 335 341.
- Jevons, W. S., & Jevons, H. S. (1871). The theory of political economy.

- Kapemba, A. M., Mukenge, J. N., Bafue, M., & Aseke, A. (2023). Déterminants de la consommation des PFNL dans la ville de Kananga : Cas du Gnetum Africanum (MFumbwa). *International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management and Economics*, pp.237-258.
- Kebenzikato, A., Atakpama, W., Samarou, M., Wala, K., Batawila, K., & Akpagana, K. (2023). Importance socio-économique du baobab (*Adansonia digitata*) au Togo. *Rev. Mar. Sci. Agron. Vét.*, 11(3) 294-302.
- Kiplagat, A. K. (2006). Assessing consumer demand and economic value of non-timber forest products in Kakamega Forest, Kenya. *Mémoire de Master, Kenyatta University, Nairobi, Kenya*.
- Kiprotich, C., Kavoi, M., & Mithofer, D. (2019). Déterminants de l'intensité de l'utilisation des produits du Baobab au Kenya. *Cogent Food and Agriculture*, 2331 - 1932.
- Lancaster, 1966. A new approach to consumer theory. *J. Polit. Econ.* 74 (2), 132–157. <https://doi.org/10.1086/259131>.
- Magnusson, M., Andersen, M., Jonasson, J., & Vehtari, A. (2019, May). Bayesian leave-one-out cross-validation for large data. In *International Conference on Machine Learning* (pp. 4244-4253). PMLR.
- Mariod, A. (2020). Proximate chemical and nutritional composition of *Moringa oleifera*, and *Adansonia digitata* leaves. *Eurasian Journal of Food Science and Technology*, 4(1), 34-40.
- McFadden, D., 1974. Conditional logit analysis of qualitative choice behavior. In: Zarembka, P. (Ed.), *Frontiers in Econometrics*. Academic Press, New York, pp. 105–142.
- Menger, C. (2020). *Principes d'économie politique: Première édition critique incluant les annotations inédites de l'auteur établie et présentée par Gilles Campagnolo*. Média Diffusion.
- Nengovhela, R. (2018). *Perceptions, Determinants and Consumption Patterns of Indigenous Fruits and Vegetables in Rural Areas: Evidence from Mutale Local Municipality, Limpopo Province, South Africa* (Doctoral dissertation, University of Fort Hare).
- Ngawembela, M., Mwanri, A.W., & Chove, L.M. (2023). Fruit consumption and storage practices among rural households in

Chamwino district, Dodoma, Tanzania. *African Journal of Food Science*, Vol. 17(7) pp. 130-140, DOI: 10.5897/AJFS2023.2253.

- Nguyen, B., Bauman, A., Gale, J., Banks, E., Kritharides, L., & Ding, D. (2016). Fruit and vegetable consumption and all-cause mortality: evidence from a large Australian cohort study. *International Journal of Behavioral Nutrition and Physical Activity*, 13(1), 9.
- Nguyen, T., Lawler, S., & Paul, W. (2019). Socioeconomic and indigeneity determinants of the consumption of non-timber forest products in Vietnam's Bu Gia Map National Park. *International Journal of Sustainable Development & World Ecology*, 26(7), 646-656.
- Nhemachena, C., Hassan, R., & Chakwizira, J. (2014). Analysis of determinants of farm-level adaptation measures to climate change in Southern Africa. *Journal of Development and Agricultural Economics*, 6(5), 232-241.
- Omodara, O. (2022). Determinants of fruits and vegetables consumption among low-income earning households in Ibadan Metropolis. *Journal of Humanities, Social Sciences and Creative Arts*, 17: 41–49.
- Onuwa, G., Chizea, C., Onemayin, J., Idris, R., Abalaka, E., Ebong, A., & Adedire, O. (2022). Déterminants du choix de consommation des ménages pour une sélection de PFNL à Jos North, plateau state, Nigeria. *Journal of Forestry Research and Management*, Vol. 19(4), 86-98; ISSN 0189-8418.
- Oude Lansink, A., Van den Berg, M., & Huirne, R. (2003). Analysis of strategic planning of Dutch pig farmers using a multivariate probit model. *Agricultural Systems*, 78(1), 73-84.
- Owolodun, B., & Merten, S. (2023). Food security from the forest: the case of the commodification of baobab fruit (*Adansonia digitata* L.) in Boundou Region, Senegal. *Land*, 12(7), 1423.
- Oyewo, I. O., Marizu, J. T., Aduloju, A. R., & Ogunsola, J. O. (2019). Consumption Of Zobo (*Hibiscus Sabdariffa*) Drinks Among Staff And Students Of A Tertiary Institution In Ibadan, Oyo State Nigeria. *IOSR Journal of Economics and Finance*, 10(1), 76-84.

- Ramadhani, T., & Schmidt, E. (2008). Marketing of indigenous fruits in Southern Africa. In *Indigenous fruit trees in the tropics: domestication, utilization and commercialization* (pp. 224-236). Wallingford UK: CABI.
- Ramde-Tiendrebeogo, A., Ouedraogo, B., Yoda, J., & Kini, F. (2025). Phytonutrients, Vitamin and Mineral Content of *Adansonia digitata* L.(Malvaceae) and *Moringa oleifera* L.(Moringaceae), Two Medicinal Plants Grown as Leafy Vegetables in Nutritious Gardens in Burkina Faso. *World Journal of Analytical Chemistry*, 10(1), 1-5.
- Saeed, H. A., Adam, Y. O., Donkor, E., & Mithöfer, D. (2023). Consumers behavior, attitudes, and beliefs regarding baobab (*Adansonia digitata* L.) fruit and pulp consumption in Sudan. *Frontiers in Sustainable Food Systems*, 7, 1118714.
- Saloma, R. (2022). Determinants of vegetable consumption among households in rural Philippines. *Economic Engineering in Agriculture and Rural Development* Vol. 22, Issue 3, 2022 PRINT ISSN 2284-7995, E-ISSN 2285-3952
- Samuelson, P A; Nordhaus, W D. (2005). *Economics*. Mc Graw-Hill: Irwin.
- Sawadogo, S. (2023). Contribution of non-timber forest products to food security of households bordering the Pô-Nazinga-Sissili ecological complex in Burkina Faso. *International Journal of Economic Policy in Emerging Economies*, 17(3), 420-443.
- Smith, A. (1776). *An Inquiry into the Nature and Causes of the Wealth of Nations*.
- Thiombiano, M. (2025b). “Effect of non-timber forest product (NTFP) on food security in Burkina Faso”. *International Journal of Social Economics*, ahead-of-print(ahead-of-print). <https://doi.org/10.1108/IJSE-01-2025-0101>.
- Thiombiano, M. (2025a). Effect of non-timber forest products (NTFPs) on multidimensional household poverty in Burkina Faso: A conditional mixed process approach. *African Journal of Agricultural and Resource Economics*. Volume 20, Number 1, pp 1–16 DOI: [https://doi.org/10.53936/afjare.2025.20\(1\).1](https://doi.org/10.53936/afjare.2025.20(1).1).
- Timu, A. G., Mulwa, R., Okello, J., & Kamau, M. (2014). The role of varietal attributes on adoption of improved seed varieties: the

- case of sorghum in Kenya. *Agriculture & Food Security*, 3(1), 9.
- Tree Aid. (2024, November 18). Climate resilience takes root in Burkina Faso: A community-driven approach to food security. Global Center on Adaptation. <https://gca.org/climate-resilience-takes-root-in-burkina-faso-a-community-driven-approach-to-food-security/>
- Wale, E., Nkoana M.A., Mkuna, E. (2022). Determinants of rural household livelihood dependence on non-timber forest products: A case study from Inanda Community, KwaZulu-Natal, South Africa. *Frontiers in Forests and Global Change*.V5 <https://doi.org/10.3389/ffgc.2022.788815>
- Walras, L. (1874). *Éléments d'économie politique pure, ou théorie de la richesse sociale*.

Annexes

Tableau A.1 : Test de corrélation des erreurs

Correlation matrix of residuals:			
	conbao	consmor	conshib
conbao	1.0000		
consmor	0.4173	1.0000	
conshib	0.2016	0.2284	1.0000
Breusch-Pagan test of independence: $\chi^2(3) = 102.494$, $Pr = 0.0000$			

Tableau A.2 : Estimation du probit multivarié

Multivariate probit (MSL, # draws = 5)

Number of obs = 384

Wald chi2(30) = 229.18

Log likelihood = -115.9116

Prob > chi2 = 0.0000

	Coefficient	Std. err.	z	P> z	[95% conf. interval]	
conbao						
age	.0035636	.0117352	0.30	0.761	-.0194369	.0265641
sexe	.5394825	.287285	1.88	0.060	-.0235858	1.102551
educ	-.4449066	.2793427	-1.59	0.111	-.9924081	.102595
sitmat	-.5871283	.4639325	-1.27	0.206	-1.496419	.3221627
taillemen	-.0078661	.0267246	-0.29	0.768	-.0602453	.0445132
rev	-.0060283	.0018146	-3.32	0.001	-.0095848	-.0024718
goubao	1.715211	.4005614	4.28	0.000	.9301248	2.500297
nutbao	1.892572	.3210855	5.89	0.000	1.263256	2.521888
thebao	.6879105	.3444193	2.00	0.046	.012861	1.36296
prixbao	-.0014239	.0006523	-2.18	0.029	-.0027024	-.0001454
_cons	1.434372	.9226881	1.55	0.120	-.3740634	3.242808
consomor						
age	-.0247978	.0199583	-1.24	0.214	-.0639154	.0143198
sexe	.465941	.3733898	1.25	0.212	-.2658896	1.197772
educ	-.4098783	.4054109	-1.01	0.312	-1.204469	.3847125
sitmat	-.5123752	.8933991	-0.57	0.566	-2.263405	1.238655
taillemen	.0902561	.0628823	1.44	0.151	-.032991	.2135031
rev	-.0013362	.0032573	-0.41	0.682	-.0077203	.005048
goumor	.7281193	.5409779	1.35	0.178	-.332178	1.788417
nutmor	1.75402	.5732758	3.06	0.002	.63042	2.87762
themor	3.480072	.5460614	6.37	0.000	2.409811	4.550332
prixmor	-.0005208	.0000965	-5.40	0.000	-.0007099	-.0003317
_cons	3.123144	1.517721	2.06	0.040	.1484648	6.097822
conshib						
age	.0170891	.0171858	0.99	0.320	-.0165945	.0507726
sexe	.4664023	.4242153	1.10	0.272	-.3650444	1.297849
educ	.579718	.4126667	1.40	0.160	-.2290938	1.38853
sitmat	-1.291578	.6821887	-1.89	0.058	-2.628643	.0454874
taillemen	.1099219	.0510851	2.15	0.031	.0097969	.2100469
rev	-.0041519	.0026694	-1.56	0.120	-.0093837	.00108
gouhib	3.705973	.6628129	5.59	0.000	2.406884	5.005063
thehib	1.443746	.5482383	2.63	0.008	.3692184	2.518273
nuthib	1.544162	.5559257	2.78	0.005	.4545676	2.633756
prixhib	-.004202	.0009083	-4.63	0.000	-.0059823	-.0024217
_cons	4.103266	1.353553	3.03	0.002	1.450352	6.756181
/atrho21	.5102919	.2519358	2.03	0.043	.0165069	1.004077
/atrho31	.0785885	.2417132	0.33	0.745	-.3951607	.5523376
/atrho32	.5528126	.2618647	2.11	0.035	.0395671	1.066058
rho21	.4701726	.1962423	2.40	0.017	.0165054	.7633011
rho31	.0784271	.2402265	0.33	0.744	-.3758007	.5022702
rho32	.5026252	.1957093	2.57	0.010	.0395465	.7879715

Likelihood ratio test of rho21 = rho31 = rho32 = 0:
chi2(3) = 9.37123 Prob > chi2 = 0.0247

Tableau A.3 : Analyse de robustesse

Heckman selection model (regression model with sample selection)			Number of obs = Selected = Nonselected =		
Log likelihood = 85.15277			Wald chi2(10) = Prob > chi2 =		
	Coefficient	Std. err.	z	P> z	[95% conf. interval]
conbao					
age	.0015013	.0008367	1.79	0.073	-.0001387 .0031413
sexe	.0177318	.017972	0.99	0.324	-.0174927 .0529563
educ	-.0217796	.0187365	-1.16	0.245	-.0585024 .0149432
sitmat	-.0429544	.0299086	-1.44	0.151	-.1015742 .0156654
taillemen	.0053703	.0026738	2.01	0.045	.0001297 .0106109
rev	-.0003974	.0001362	-2.92	0.004	-.0006642 -.0001306
goubao	.0698371	.0179922	3.88	0.000	.0345729 .1051013
nutbao	.1328729	.0239785	5.54	0.000	.0858758 .1800701
thebao	.0386113	.0180724	2.14	0.033	.00319 .0740317
prixbao	-.0001614	.0000484	-3.33	0.001	-.0002563 -.0000665
_cons	.9145932	.0618221	14.79	0.000	.793424 1.035762
Quantibao					
age	-.0015202	.0111246	-0.14	0.891	-.0233241 .0202837
sexe	.6730255	.2765466	2.43	0.015	.1310041 1.015047
educ	-.3684601	.2646773	-1.39	0.164	-.8872181 .1502979
sitmat	-.3543701	.4234991	-0.84	0.403	-1.184413 .4756731
taillemen	-.0141728	.0261974	-0.54	0.589	-.0655188 .0371732
rev	-.0051084	.0017965	-2.84	0.004	-.0086295 -.0015873
goubao	1.829946	.3967926	4.61	0.000	1.052247 2.607645
nutbao	1.810265	.3116826	5.81	0.000	1.199378 2.421152
thebao	.7381019	.336347	2.19	0.028	.0788739 1.39733
prixbao	-.0004929	.0005775	-0.85	0.393	-.0016248 .000639
_cons	.7917618	.8423461	0.94	0.347	-.8592063 2.442729
/athrho	-.3082768	.1133705	-2.72	0.007	-.5304789 -.0860747
/lnsigma	-1.8927	.0403328	-46.93	0.000	-1.971751 -1.813649
rho	-.2988686	.103244			-.4857471 -.1120
sigma	.1506645	.0060767			.1392129 .1621161
lambda	-.0450289	.0159964			-.0763812 -.0136766
LR test of indep. eqns. (rho = 0): chi2(1) = 9.43			Prob > chi2 = 0.002		

Heckman selection model (regression model with sample selection)				Number of obs =		
				Selected =		
				Nonselected =		
Log likelihood = 6.603255				Wald chi2(10) =		
				Prob > chi2 =		
	Coefficient	Std. err.	z	P> z	[95% conf. interval]	
consmor						
age	-.0006854	.0010365	-0.66	0.508	-.0027168	.0013460
sexe	.0462603	.0239146	1.93	0.053	-.0006113	.0930720
educ	-.0212385	.0247013	-0.86	0.390	-.0696521	.0271751
sitmat	-.0010428	.0348899	-0.03	0.976	-.0694257	.0673401
taillemen	.005561	.0030821	1.80	0.071	-.0004798	.0116018
rev	-.0001845	.0001554	-1.19	0.235	-.0004892	.0001102
goumor	.0308706	.0247985	1.24	0.213	-.0177337	.0794749
nutmor	.0635706	.0264269	2.41	0.016	.0117747	.1153665
themor	.201089	.0324553	6.20	0.000	.1374777	.2647003
priemor	-.0000181	4.42e-06	-4.09	0.000	-.0000267	-9.4e-06
_cons	.8445628	.0664984	12.70	0.000	.7142282	.9748974
Quantimor						
age	-.0116424	.0113711	-1.02	0.306	-.0339294	.0106450
sexe	.4247803	.2520371	1.69	0.092	-.0692033	.9187639
educ	.0228131	.2535413	0.09	0.928	-.4741188	.5197450
sitmat	-.6961029	.458486	-1.52	0.129	-1.594719	.2025132
taillemen	.0454324	.0304103	1.49	0.135	-.0141706	.1050354
rev	-.0006431	.0020334	-0.32	0.752	-.0046285	.0033423
goumor	1.082825	.3918827	2.76	0.006	.3147491	1.850901
nutmor	.9217335	.3365504	2.74	0.006	.2621068	1.581360
themor	3.173093	.4198928	7.56	0.000	2.350118	3.996068
priemor	-.0002038	.0000482	-4.23	0.000	-.0002982	-.0001094
_cons	1.04257	.7405853	1.41	0.159	-.4089503	2.494096
/athrho	-.3645157	.1041852	-3.50	0.000	-.568715	-.1603160
/lnsigma	-1.738854	.0456943	-38.05	0.000	-1.828413	-1.649295
rho	-.3491854	.0914819			-.514415	-.1839553
sigma	.1757217	.0080295			.1606683	.1907751
lambda	-.0613594	.0168979			-.0944787	-.0282399
LR test of indep. eqns. (rho = 0): chi2(1) = 13.38				Prob > chi2 =		

Heckman selection model (regression model with sample selection)				Number of obs = Selected = Nonselected =		
Log likelihood = -30.46545				Wald chi2(10) = Prob > chi2 =		
	Coefficient	Std. err.	z	P> z	[95% conf. inte	
conshib						
age	.0021971	.0010451	2.10	0.036	.0001486	.00
sexe	.0271862	.0227435	1.20	0.232	-.0173902	.07
educ	.0051685	.024311	0.21	0.832	-.0424801	.09
sitmat	-.0390147	.035348	-1.10	0.270	-.1082955	.03
taillemen	.0022118	.0034753	0.64	0.524	-.0045996	.00
rev	-.0002843	.0001915	-1.49	0.138	-.0006596	.00
gouhib	.1405369	.0260548	5.39	0.000	.0894704	.19
nuthib	.02741	.0296155	0.93	0.355	-.0306353	.08
thehib	.0573107	.0227595	2.52	0.012	.0127029	.10
prixhib	-.0002139	.0000333	-6.42	0.000	-.0002792	-.00
_cons	.95231	.0783328	12.16	0.000	.7987805	1
Quantihib						
age	-.0137637	.0090835	-1.52	0.130	-.031567	.00
sexe	-.0661957	.2121022	-0.31	0.755	-.4819084	.34
educ	-.0189158	.211387	-0.09	0.929	-.4332266	.3
sitmat	-.671742	.4101565	-1.64	0.101	-1.475634	.03
taillemen	-.0289141	.0218886	-1.32	0.187	-.0718149	.01
rev	-.0012145	.0014051	-0.86	0.387	-.0039684	.00
gouhib	.5039945	.2153395	2.34	0.019	.0819368	.92
nuthib	1.943341	.2747858	7.07	0.000	1.404771	2.4
thehib	1.409052	.2653113	5.31	0.000	.8890513	1.9
prixhib	-.0006407	.0002827	-2.27	0.023	-.0011948	-.00
_cons	1.525852	.7349563	2.08	0.038	.085364	2
/athrho	-.3807068	.1390133	-2.74	0.006	-.6531679	-.10
/lnsigma	-1.708109	.044143	-38.69	0.000	-1.794628	-1.0
rho	-.3633211	.1206632			-.5737987	-.10
sigma	.1812081	.0079991			.1661893	.19
lambda	-.0658367	.0229272			-.1107731	-.02
LR test of indep. eqns. (rho = 0): chi2(1) = 9.02				Prob > chi2 = 0.0028		

