

Perceptions des agriculteurs sur la culture de chia (*Salvia hispanica* L.) en ville de Butembo: Essai d'application du modèle de régression logistique

[Perceptions of farmers on the cultivation of chia (*Salvia hispanica* L.) in the city of Butembo: Trial application of the logistic regression model]

Musubao Kapiri Moïse^{1,2}, Kambale Muhesi Eloge^{2,3}, Kahambu Mbafumoya Florence³, Paluku Nzenda Gilbert³, Mumbere Saambili Jean⁴, and Paluku Musivirwa Jean Paul⁴

¹Département des Eaux et Forêts, Faculté des Sciences Agronomiques (FSA), Université Catholique du Graben (UCG-Butembo), BP 29, Ville de Butembo, RD Congo

²Cellule de Statistiques et Analyse des données, Laboratoire d'Ecologie, Géomorphologie et Géomatique (LEGG), Ville de Butembo, RD Congo

³Institut Supérieur d'Etudes Agronomiques, Vétérinaires et Forestières (ISEAVF-Butembo), Ville de Butembo, RD Congo

⁴Institut Supérieur d'Etudes Agronomiques, Vétérinaires et Forestières (ISEAVF-Kirumba), Territoire de Lubero, RD Congo

Copyright © 2022 ISSR Journals. This is an open access article distributed under the **Creative Commons Attribution License**, which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

ABSTRACT: Faced with the current trend of rising food insecurity and chronic diseases in urban areas, the adoption by farmers of plants with nutritional and medicinal properties in urban agriculture becomes one of the solutions to this challenge. Currently, chia (*Salvia hispanica* L.) is one of the crops attracting attention because of its nutritional, medicinal and cosmetic properties. Thus, this study pursues a double objective, namely to study the perceptions of farmers in City of Butembo on this crop and to evaluate the effectiveness of the application of logistic regression. Binary and multinomial logistic regression models were constructed based on data collected from a simple random sample of 120 farmers. This study shows that for a farmer, the knowledge of the chia plant, the consumption of the seeds, the knowledge of the nutritional and medicinal virtues of its seeds, the opinion to undertake this culture, the perception on the evolution of the demand at the market level and the adoption of this crop in urban agriculture vary according to socio-demographic characteristics. The study also shows that logistic regression provides better overall precision, acceptable error rates and moderate Cohen's Kappa coefficients.

KEYWORDS: Perceptions, farmers, binary logistic regression models, multinomial regression models, chia (*Salvia hispanica* L.), City of Butembo.

RESUME: Face à la tendance actuelle de la montée de l'insécurité alimentaire ainsi que des maladies chroniques en milieu urbain, l'adoption par les agriculteurs des plantes aux vertus nutritionnelles et médicinales dans l'agriculture urbaine devient une de solutions à ce défi. Actuellement, le chia (*Salvia hispanica* L.) constitue une des cultures qui attirent l'attention en cause de ses propriétés nutritionnelles, médicinales et cosmétiques. Ainsi, cette étude poursuit un double objectif notamment étudier les perceptions des agriculteurs de la ville de Butembo sur cette culture et évaluer l'efficacité de l'application de la régression logistique. Les modèles de régression logistique binaires et multinomiaux ont été construits sur base des données collectées sur un échantillon aléatoire simple constitué de 120 agriculteurs. Cette étude montre que pour un agriculteur, la connaissance de la plante de chia, la consommation des graines, la connaissance des vertus nutritionnelles et médicinales de ses graines, l'avis d'entreprendre cette culture, la perception sur l'évolution de la demande au niveau du marché et l'adoption de cette culture en agriculture urbaine varient en fonction des caractéristiques sociodémographiques. L'étude montre

également que la régression logistique permet d'obtenir des meilleures précisions globales, des taux d'erreur acceptables et des coefficients Kappa de Cohen modérés.

MOTS-CLEFS: Perceptions, agriculteurs, modèles de régression logistique binaire, modèles de régression multinomiaux, chia (*Salvia hispanica* L.), Ville de Butembo.

1. INTRODUCTION

A nos jours, la réduction des matières grasses dans les aliments est une préoccupation majeure. Suite à cette préoccupation, le marché de la demande augmente pour les produits à faible teneur en matières grasses [1]. Cette tendance est motivée par la volonté de réduire le risque de maladies cardiovasculaires, de diabète de type 2 et de cancer qui augmente avec l'obésité [2]. Selon l'Organisation Mondiale pour la Santé (OMS), l'obésité touchait plus de 1400 millions d'individus adultes dans le monde en 2008 [1]. En effet, de nombreuses stratégies ont été employées pour réduire le poids corporel au sein de la population, mais une stratégie réussie à long terme est un objectif clinique non atteint. Les thérapies pharmacologiques actuelles visant à la perte de poids ont une efficacité limitée et sont entravées par des effets indésirables importants [3]. Par conséquent, un paradigme de comportement alternatif facile à mettre en œuvre et susceptible de réduire le poids corporel tout en offrant des avantages pour la santé au-delà de la perte de poids est nécessaire de toute urgence [3]. Le succès relatif de la gestion diététique pour induire une perte de poids a été plus fréquemment attribué à l'adhésion d'un individu au régime hypocalorique prescrit qu'à des proportions relatives de macronutriments, ou même à des régimes alimentaires particuliers [2], [3].

Ainsi, au cours de dernières décennies, les plantes continuent d'être la source importante de composés pour la santé humaine [4]. C'est dans ce contexte que la consommation du chia (*Salvia hispanica* L.) a augmenté au fil des ans, compte tenu de ses bienfaits pour la santé liées aux maladies chroniques telles que l'obésité, les maladies cardiovasculaires, le diabète et le cancer [5]. Originaire du Sud du Mexique et du Nord du Guatemala, le chia est cultivé par les populations depuis des milliers d'années et il figurait parmi les principales plantes cultivées par les anciens peuples mésoaméricains [4], [6] – [8]. Les Mayas et les Aztèques utilisèrent les graines cette ancienne oléagineuse communément connue sous le nom de « suage chia » et « suage espagnole » comme aliment [9] – [11]. Actuellement, les graines de chia présentent un fort intérêt économique pour les industries alimentaires, pharmaceutiques et cosmétiques [12] en raison de ces composants fonctionnels [9]. En effet, la graine de chia contient environ 0,32 g d'huile/g de graine; 0,28 g de fibres/g de graines, 0,21 g de protéines/g de graines et 0,05 g de cendres/g de graines, et l'huile de chia contient la plus forte proportion d'acide α -linoléique (0,6 g/g d'huile) provenant de toutes les sources végétales connues [8], [13]. Une évaluation récente des propriétés du chia et de ses utilisations possibles a montré qu'il a une teneur élevée en huile (32 %) et que 60 % de celle-ci est constituée d'acide linoléique, un acide gras appelé oméga-3 associé à divers avantages pour la santé des consommateurs [6], [14]. En effet, les principaux composants de l'huile de chia sont les triacylglycérols, dans lesquels les acides gras (AG) monoinsaturés (principalement l'acide oléique) et polyinsaturés (AGPI, acides linoléique et α -linoléique) sont présents en grande quantité [12], [14].

Cependant, malgré la popularité des graines de chia qui a augmenté au cours de ces 13 derniers années [15], cette culture demeure inconnue pour un bon nombre d'agriculteurs dans certaines régions du monde. Selon [6], ce produit n'a pas fait l'objet d'un grand intérêt dans l'enquête. De plus, bon nombre d'études ont été menées sur la composition en acides gras de l'huile, les avantages qu'apporte leur consommation à la santé et l'inclusion de graines dans l'alimentation tant humaine qu'animale [6]. En République Démocratique du Congo (RD Congo), les études en rapport avec cette culture restent fragmentaires. Cette contrainte se pose avec acuité dans la région de Butembo située à l'Est de la RD Congo où la culture de chia est très récente et n'as pas encore fait objet d'études. Tout de même, en ville de Butembo, cette culture se popularise à dernier temps et elle fait d'ailleurs objet de la promotion pour nombreuses organisations paysannes comme la Société Coopérative de Production de Chia (SOCOOPROCHIA). Bien qu'actuellement, les avantages nutritionnels de la graine de chia ont été appréciés et ses avantages pour la santé reconnus, parfois à partir de preuves scientifiques bien étayées et d'autres à partir d'allégations basées sur des traditions et des croyances populaires [7], il y a lieu de s'interroger sur les perceptions des agriculteurs du milieu urbain de Butembo vis-à-vis de cette culture. En effet, les logiques et les perceptions des agriculteurs vis-à-vis d'une culture donnée constituent un pilier important pour la vulgarisation. Car cette culture pourrait constituer une alternative pour lutter contre la pauvreté dans cette région qui a plus de conflictualités armées récurrentes, reste confronté à phase 3 d'insécurité alimentaire selon Integrated Food Security (IPC) [16].

L'analyse des données qualitatives s'est considérablement développée ces dernières années sur deux voies parallèles: les méthodes de codage optimal (la géométrie) et le modèle linéaire généralisé (la statistique). Selon la nature des données à

analyser et le type de problème posé, la géométrie et/ou la statistique apporteront les réponses les plus appropriées [17]. Le modèle linéaire généralisé renferme une gamme des modèles parmi lesquels la régression logistique qui s'est imposée dans l'analyse des données qualitatives. C'est ainsi que cette étude s'appuie sur ce modèle logistique pour expliquer les perceptions des agriculteurs de la ville de Butembo sur la culture de chia. En effet, la connaissance de ce modèle et l'interprétation de ses résultats sont devenues indispensables à tout chercheur que ce soit dans les sciences sociales ou les sciences de la terre que dans les sciences de la santé. L'objectif de cet article est de fournir au lecteur les éléments statistiques lui permettant de comprendre les sorties d'une régression logistique lorsqu'on utilise un logiciel de statistique comme R. Cela permettra au lecteur de comprendre l'intérêt de cette approche, les principes de base et surtout de lui donner les clefs pour la lecture, le calcul de certains coefficients (matrice de confusion, indice Kappa de Cohen, coefficient de détermination R^2) et l'interprétation de ses résultats. A plus, l'intérêt de cet article réside au fait qu'il permet d'évaluer l'efficacité de l'utilisation de la régression logistique sur des données d'enquête surtout lorsqu'on dispose d'un échantillon des données qui n'est pas assez grand.

2. MILIEU D'ÉTUDE ET MÉTHODES

2.1. MILIEU D'ÉTUDE

L'enquête a été réalisée en ville de Butembo, province du Nord-Kivu à l'Est de la République Démocratique du Congo. En effet, cette ville est située entre 0°05" et 0°10" de latitude Nord et 29° 17" et 29°18" de longitude Est. Elle se trouve à 17 km au nord de l'équateur. Elle est située à proximité de la dorsale occidentale du *Rift Albertin* au Nord-Ouest du lac Edouard [18]. Le relief de la contrée dans laquelle se trouve la ville de Butembo résulte de l'orogénèse tertiaire concomitante à la formation du fossé tectonique albertin. Il est disséqué et collinaire avec des roches métamorphiques et granitiques datant de l'Antécambrien. Suite à la nature granitique du substratum, des ressources hydrogéologiques potentielles devraient exister à ville de Butembo. Actuellement, la ville s'alimente au droit de sources émergeant généralement au pied des versants et d'autres qui sont perchées dans les collines. En effet, le centre-ville est drainé par la Kimemi qui traverse la zone urbaine dans la direction sud-nord. Ces cours d'eau traversent des anciennes zones marécageuses appelées *dambo* [18], [19]. La ville de Butembo jouit d'un climat subtropical humide (*Afi*) tempéré par les montagnes [20]. La température moyenne oscille autour de 18°C, avec deux saisons des pluies, de mars-avril-mai et août-septembre-octobre-novembre, influencée par le passage de la zone de convergence intertropicale. Les deux saisons relativement sèches vont de juin à juillet et de janvier à février. La pluviométrie moyenne annuelle (1365 mm) dans la région est typique à la zone équatoriale étant donné que la contrée jouxte la forêt de cette zone [18], [21]. Les sols de Butembo se diversifient selon les roches-mères, la texture et la teneur en eau et en matière organique. Ces sols sont tous des kaolisols parce qu'ils sont formés par un matériau kaolinitique caractérisé par une fraction. Ainsi, les types de sols rencontrés en ville de Butembo sont d'après [18]: (a) les hygro-xérokaolisols non humifères formés sur du granito-gneiss qui sont situés dans la zone circonscrite entre Vutetse, la Mususa et le domaine de l'Université Catholique du Graben (UCG), (b) les hygro-xérokaolisols humifères formés sur des schistes et des phyllades qui sont situés au Nord-Ouest de la ville. Un autre groupe d'hydro-xérokaolisols humifères se trouve sur une bande isolée à l'Est de Mukuna, sur des roches basiques, (c) les hygro-kaolisols humifères, qui s'étalent sur toute la ville de Butembo. Le premier type est formé sur des schistes et des phyllades. Il s'étend sur le centre et l'Ouest de la ville. Le deuxième groupe est sur des roches micacées. Il occupe toute la partie orientale de la ville. La figure 1 présente la localisation de la ville de Butembo.

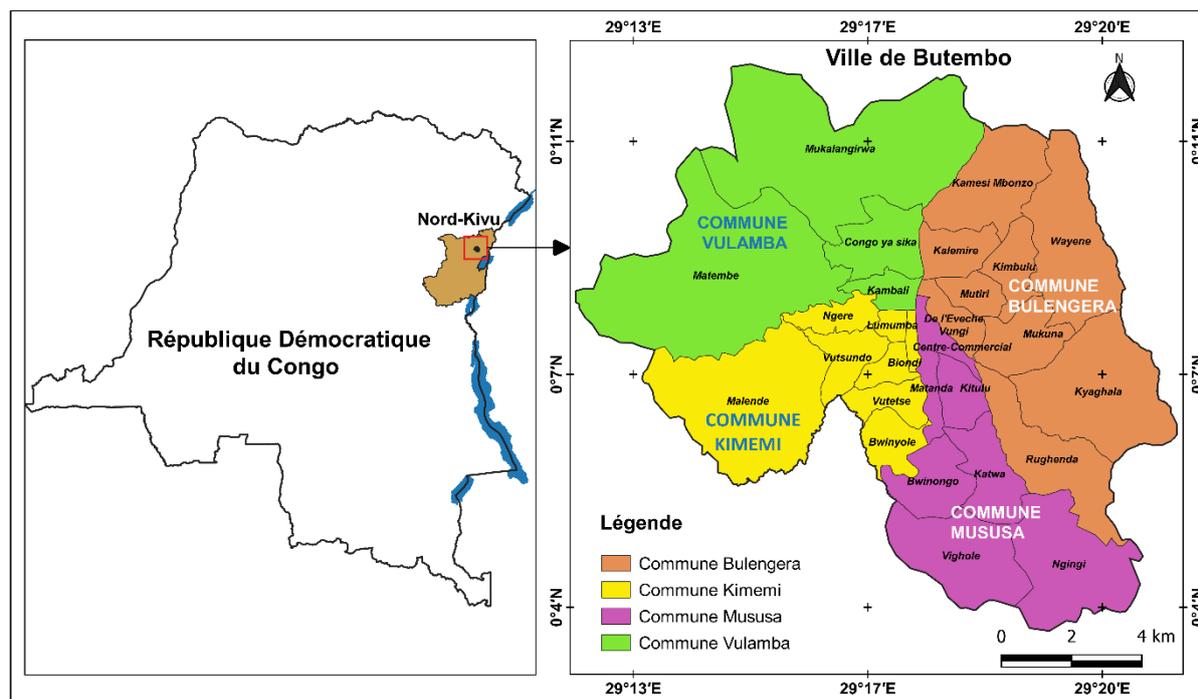


Fig. 1. Localisation du milieu d'étude: ville de Butembo et ses quatre communes

2.2. MÉTHODES

2.2.1. COLLECTE DES DONNÉES

La première phase de la collecte des données consistait à faire une pré-enquête. Cette dernière a permis de situer l'objet d'étude dans un contexte global. Pendant cette phase, tous les supports ou moyens d'information accessibles ont été exploités dans le cadre de la recherche documentaire. La deuxième phase est celle de la collecte des informations proprement dite. La population d'étude concerne les pratiquants de l'agriculture urbaine au niveau de la ville de Butembo. Les informations relatives à ces pratiquants ont été collectés par enquête selon la méthode « *Show-and-tell* ». Selon cette méthode, l'enquêteur collecte les informations à partir des questionnaires dont les réponses sont préétablies. Il interroge les enquêtés par entretien semi-directif sans toutefois influencer leur choix dans les réponses [22]. Ainsi, pour faciliter la collecte des informations, le questionnaire d'enquête a été formalisé moyennant l'outil *Kobotoolbox* afin d'être téléchargé sur un smart phone via l'application *KoBoCollect* v1.25.1. L'avantage de cet outil est qu'outre la facilité de collecte et de traitement des données, il permet d'ordonner les variables et minimiser les erreurs liées qui pourraient surgir durant la phase de dépouillement des questionnaires manuscrits. Tenant compte de la thématique abordée notamment celle relative à l'agriculture urbaine, les enquêtes ont été menées sur un échantillon de 120 pratiquants (agriculteurs) obtenu par la méthode d'échantillonnage aléatoire simple. Le critère d'inclusion était basé sur la possession d'un champ d'une superficie d'au moins 5 ares à l'intérieur de l'espace urbain de Butembo.

2.2.2. PRINCIPES DE BASE DE LA RÉGRESSION LOGISTIQUE

La régression est une technique très couramment utilisée pour décrire la relation existante entre une variable qualitative à expliquer et une ou plusieurs variables explicatives [23]. Le modèle de régression logistique permet d'estimer la force de l'association entre une variable qualitative à deux variantes (dichotomique) appelée variable dépendante et des variables qui peuvent être qualitatives ou quantitatives appelées variables explicatives ou indépendantes [24]. Si la variable à expliquer ne présente que deux modalités (variantes), on utilise la régression logistique binaire. Si elle présente plus de deux modalités et si celles-ci ne sont pas ordonnées, on doit employer la régression logistique polychotomique nominale. Enfin, si la variable à expliquer présente plus de deux modalités et que celles-ci sont ordonnées, la méthode à exploiter est la régression polychotomique ordinale [23] – [25]. Par la régression logistique, on cherche à estimer la probabilité de succès de cette variable par la linéarisation de variables explicatives [26]. Une propriété très intéressante de la régression est qu'elle permet d'estimer

un *odds ratio* (OR) qui fournit une information sur la force et le sens de l'association entre la variable explication (X_i) et la variable à expliquer (Y_i). L'OR (ou rapport de cotes), est une mesure de dépendance entre deux variables, il est toujours positif et compris entre 0 et $+\infty$. Lorsqu'il vaut 1, les deux variables sont interdépendantes. Au contraire, plus l'OR est proche de 0 ou de $+\infty$, plus les variables sont liées entre elles [27]. Concrètement, un *odds ratio* de 1 signifie l'absence d'effet de la variable explicative. Un *odds ratio* largement supérieur à 1 correspond à une augmentation du phénomène étudié et un *odds ratio* largement inférieur à 1 correspond à une diminution du phénomène étudié [27], [28]. Comme alternative, la signification d'un rapport de cote peut être examinée en utilisant un intervalle de confiance. Si ce dernier est plus grand que 1, l'hypothèse nulle est retenue, autrement elle doit être rejetée [29].

2.2.3. DÉFINITION MATHÉMATIQUE DE LA RÉGRESSION LOGISTIQUE

Le modèle de régression logistique permet d'étudier la liaison entre une variable qualitative Y et un ensemble de variables explicatives X_1, X_2, \dots, X_k qualitatives ou quantitatives. La variable dépendante Y peut elle-même être formée à partir du croisement de p variables qualitatives Y_1, \dots, Y_p . Les s croisements disponibles (x_{i1}, \dots, x_{ik}) des variables X_1, \dots, X_k définissent s populations. Notons π_i la loi de probabilité de Y sur la population i . On cherche alors à relier linéairement q fonctions de réponse $F_h(\pi_i)$, $h=1, \dots, q$, aux caractéristiques de la population i :

$$F_h(\pi_i) = x_i \beta_h$$

Où x_i est un vecteur-ligne caractérisant la population i et β_h un vecteur-colonne de paramètres. Les fonctions de réponse F_h sont des transformations logistiques ou toute autre fonction choisie par l'utilisateur [17]. Sous forme linéaire, le modèle logistique peut alors se présenter de la manière suivante:

Soit Y une variable binaire (oui/non, présence/absence) et X une variable indépendante concourant à l'explication de Y . Y peut prendre la valeur 1 avec la probabilité $P(Y=1/X)$ et la valeur 0 avec la probabilité $(1-P(Y=1/X))$. Le modèle s'exprime alors comme:

$$P\left(Y=\frac{1}{X}\right) = \pi(X) = \frac{e^{\beta_0 + \beta_1 X}}{1 + e^{\beta_0 + \beta_1 X}}$$

$\pi(X)$ traduisant une probabilité, sa valeur doit être comprise dans l'intervalle $[0,1]$. Soit la fonction logit définie par: $g(p) = \ln\left(\frac{p}{1-p}\right)$

Si on applique la fonction logit à $\pi(X)$, l'expression devient:

$$g(\pi(X)) = \beta_0 + \beta_1 X$$

Le domaine de variation de $G(\pi(X))$ est compris entre $-\infty$ et $+\infty$, alors que $\pi(X)$ varie de 0 et 1; une régression peut donc être mise en œuvre. L'estimation des paramètres β_0 et β_1 se fait par la méthode de maximum de vraisemblance [30], [31]. L'une des propriétés des estimateurs du maximum de vraisemblance est que leur distribution est asymptotiquement normale. Cette propriété leur permet de construire un intervalle de confiance par la méthode de l'erreur standard [25]. Les limites de confiance sont données par la relation:

$$\pi \pm \mu_{1-\alpha/2} \sqrt{\pi(1-\pi)/n}$$

Dans l'équation (), $\mu_{1-\alpha/2}$ est le percentile de $1-\alpha/2$ de la variable normale réduite. Pour un degré de confiance de 95 %, ce percentile est égal à 1,96. L'intervalle de confiance ci-dessus est appelé intervalle de WALD [25].

Dans le cas où plusieurs variables (X_1, X_2, \dots, X_n) explicatives sont intégrées à la régression, le modèle logistique s'exprime alors comme étant:

$$\pi(X) = \frac{e^{\beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_n X_n}}{1 + e^{\beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_n X_n}}$$

Ce qui revient à écrire une régression logistique multiple de la manière suivante:

$$\ln\left(\frac{p}{1-p}\right) = \text{logit}(p) = \beta_0 + \beta_1 * X_1 + \beta_2 * X_2 + \beta_3 * X_3 + \dots + \beta_k * X_k + \varepsilon$$

p est le logit de la probabilité de la réalisation de la variable expliquée (Y) qui est exprimé en fonction d'un intercept ou ordonnée à l'origine β_0 , des variables explicatives X_i rattachées à leurs coefficients β_i et à un terme de bruit ε [27]. Il faut retenir en effet que, la régression logistique multivariée permet une estimation de l'effet marginal d'une exposition sur la probabilité d'un événement en présence de facteurs de confusion. Elle présente l'avantage de pouvoir estimer à la fois l'effet marginal (populationnel) et l'effet conditionnel (agriculteur-spécifique) [32], ce qui intéresse les décideurs politiques et les vulgarisateurs agricoles dans leur prise de décision.

2.2.4. CONSTRUCTION DES MODÈLES DE RÉGRESSION LOGISTIQUE

Les modèles de régression logistique ont été créés en fonction du nombre des modalités dans la variable dépendante. D'une part, un modèle binaire a été créé pour les variables dépendantes dichotomiques et d'un autre, un modèle multinomial pour les variables dépendantes à plus de deux modalités. Le tableau 1 présente la description des variables retenues pour la régression logistique.

Tableau 1. Modèles logistiques dans le cadre des perceptions sur la culture de chia

Nom du modèle	Variables dépendantes	Modalités
Modèle 1	Connaissance de la plante de chia	Oui et Non
Modèle 2	Consommation des graines de chia	Oui et Non
Modèle 3	Connaissance des vertus des graines de chia	Oui et Non
Modèle 4	Avis d'entreprendre la culture de chia (Adoption)	Oui et Non
Modèle 5	Evolution de la demande en graines sur le marché	Pas de demande, Faible, Moyenne et Importante
Modèle 6	Tendance de l'adoption de la culture en agriculture urbaine	A la baisse, Stable et A la hausse

Pour l'ensemble de 6 modèles présentés au niveau du tableau 1, six variables explicatives correspondant aux caractéristiques sociodémographiques des agriculteurs enquêtés ont été retenues. Il s'agit du genre, du niveau d'étude, de l'activité principale, de la religion, de la situation maritale et de tranches d'âges. Au modèle 6, la variable « Nombre d'années passé après que l'agriculteur connaît la plante de chia » a été ajoutée. La procédure *glm* (*Generalized Linear Model*) du logiciel R a été suivie pour construire les modèles de régression logistique binaires retenus. Pour les modèles de régression multinomiale, on a utilisé la fonction *multinom* du package 'nnet' [33].

Dans notre cas, la régression logistique peut être comprise comme une méthode probabiliste de classement qui consiste à déterminer la probabilité pour un agriculteur de connaître la plante de chia, de consommer ses graines, de connaître les vertus nutritionnelles et médicinales de ses graines, d'entreprendre cette culture et de l'adopter en agriculture urbaine en Butembo.

2.2.5. SÉLECTION DES MODÈLES DE RÉGRESSION LOGISTIQUE

On départ, toutes les variables explicatives ont été introduites dans chaque modèle. Il s'agit de la méthode descendante pas à pas [28]. Les variables non significatives ont été soit maintenues dans le modèle ou supprimées par la procédure de minimisation de l'Akaike Information Criterion (AIC). Cette méthode pas à pas permet d'identifier les variables indépendantes du modèle qui expliquent mieux la variable dépendante [28], [34]. Plus l'AIC est faible, plus le modèle est le meilleur. La significativité des variables explicatives sur la variable dépendante a été effectuée en utilisant l'analyse de la variance sur le modèle logistique avec le package 'car' [35]. Vu que l'analyse des résultats de la régression logistique se fait comme pour une régression linéaire simple, nous avons calculer le coefficient de détermination (R^2) de chaque modèle binaire. Le coefficient de détermination désigne la part expliquée par la variance des variables explicatives sur la variable dépendante. Cet coefficient de de détermination appelé aussi pseudo- R^2 varie entre 0 et 1, la valeur 1 traduisant l'adéquation parfaite du modèle et 0 la mauvaise adéquation du modèle [31]. Le pseudo- R^2 de McFadden est celui qui a été utilisé.

2.2.6. PRÉCISION ET VALIDATION DE LA CLASSIFICATION DES MODÈLES DE RÉGRESSION LOGISTIQUE

L'une des méthodes de vérification de la classification d'une régression logistique, est l'utilisation de la matrice de confusion (tableau 2). Ainsi, pour évaluer la capacité à bien classer des différents modèles, nous avons construit une colonne en choisissant 0,5 comme seuil de coupure (césure de classement). Chaque agriculteur est bien classé (modalité Oui), si sa probabilité par défaut est inférieure à 0,5 et mal classé (modalité Non) dans le cas contraire. Cette matrice de confusion confronte toujours les valeurs observées de la variable dépendante avec celles qui sont prédites, puis comptabilise les bonnes et les mauvaises prédictions [28], [36]. Ainsi, l'intérêt de cette matrice de confusion est qu'elle permet à la fois d'appréhender le taux d'erreur et de se rendre compte de la structure de l'erreur (la manière de se tromper du modèle) [36]. Après avoir déterminé des facteurs de perceptions des agriculteurs sur la culture de chia, il faut en évaluer l'efficacité de prédiction des modèles. On peut faire cette évaluation en utilisant des tests du pouvoir discriminant et des tests du pouvoir prédictif [36]. Ainsi, dans cet article, nous avons calculer le taux d'erreur de classement et nous avons déduit la précision globale de la classification et le coefficient Kappa de Cohen pour chacun de six modèles retenus.

Tableau 2. Exemple d'une matrice de confusion pour un tableau 2x2 pour une variable binaire

	Non	Oui	Total
Non	a	b	(a+b)
Oui	c	d	(c+d)
Total	(a+c)	(b+d)	n

Pour les variables contenant plus de deux modalités (cas d'un modèle de régression multinomial), on peut généraliser cette matrice de confusion. En effet, le test non paramétrique Kappa (K) de Cohen permet de chiffrer l'accord entre deux ou plusieurs observateurs ou techniques lorsque les jugements sont qualitatifs, contrairement au coefficient de Kendall par exemple, qui évalue le degré d'accord entre des jugements quantitatifs [37]. Le calcul du coefficient Kappa de Cohen nécessite la proportion d'accord observé (P_o) appelée précision globale et la proportion d'accord aléatoire (P_e):

$$P_o = \frac{a+d}{n} \text{ et } P_e = \left(\frac{(a+b)}{n} * \frac{(a+c)}{n} \right) + \left(\frac{(c+d)}{n} * \frac{(b+d)}{n} \right)$$

Le taux d'erreur de classement (T_e) et l'indice Kappa de Cohen (K) sont alors donné par les formules ci-dessous [37], [38]:

$$T_e = \frac{c+b}{n} \text{ et } K = \frac{P_o - P_e}{1 - P_e}$$

Ainsi, selon [38], l'erreur standard (SE) et l'intervalle de confiance (IC à 95 % de confidentialité) associés au coefficient Kappa de Cohen pour un tableau 2x2 peuvent être estimés par les formules ci-après:

$$SE = \sqrt{\frac{P_o(1-P_o)}{n(1-P_e)^2}} \text{ et } IC_{95\%} = K \pm 1,96 * SE$$

Au final, la qualité du modèle de régression logistique basée sur l'utilisation de l'indice Kappa de Cohen se fait en suivant la classification proposée par Landis et Koch [37] – [39]: < 0 Désaccord; 0-0,20 Accord très faible; 0,21-0,40 Accord faible; 0,41-0,60 Accord modéré; 0,60-0,80 Accord fort et 0,81-1,00 Accord presque parfait.

2.2.7. REPRÉSENTATION GRAPHIQUE DES MODÈLES DE RÉGRESSION LOGISTIQUE

Dans cet article, les associations entre les variables dépendantes des modèles et les variables indépendantes (tableau 1) n'ont pas été interpréter en termes de rapports de cotes (*odds ratio*). Les effets marginaux des variables indépendantes ont été alors transformés en probabilité variant de 0 à 1 grâce à la fonction *ggeffect* du package 'ggeffects'. Ces effets ont été représentés graphiquement à l'aide des packages *effects* [40] – [43] et *ggeffects* [44]. La probabilité nulle signifie que l'agriculteur ne perçoit pas le phénomène étudié considérant une variable explicative donnée alors que pour la valeur tend vers 1, on peut dire que l'agriculteur perçoit le phénomène. Les méthodes d'analyses statistiques présentées dans cet article ont été rendues possibles grâce au logiciel R version 4.1.2 [45] sous l'interface RStudio 1.2.5033.

3. RESULTATS

3.1. PROFIL DES AGRICULTEURS

Le genre masculin et féminin occupent la même proportion dans l'échantillon. Les résultats montrent que 39,17 % des agriculteurs interrogés ont un niveau d'étude du secondaire et 32,50 % sont des universitaires. Par contre, 20 % sont sans aucun niveau d'instruction alors que 8,33 % ont finis leurs études primaires. Par rapport à la situation maritale, 46,67 % sont des mariés, 45 % sont des célibataires et 8,33 % sont des veufs/veuves. S'agissant de l'appartenance religieuse, on constate que 35,83 % des agriculteurs sont des catholiques, 25,83 % sont des protestants, 20,83 % sont des adventistes et 15 % sont de témoins de Jéhovah. Les musulmans ainsi que les personnes appartenant aux églises de réveil sont sous-représentés avec respectivement 1,67 % et 0,83 %. Concernant l'activité principale exercée, les résultats montrent que 55 % sont des agriculteurs, 19,17 % sont des enseignants, 11,67 % sont des commerçants, 9,17 % sont des agents de santé (médecins et infirmiers) et 5 % sont des fonctionnaires de l'Etat. Globalement, on constate que les effectifs dans les classes d'âges diminuent au fur et à mesure que l'âge augmente. Ainsi, cette répartition des agriculteurs en tranches d'âges montre que la classe de 15 à 25 ans et de 25 à 35 sont les plus représentées avec respectivement 30 % et 24,17 %. Les autres classes c'est-à-dire de 35 à 45 ans, de 45 à 55 ans, de 55 à 65 ans et de 65 à 75 ans représentent respectivement 18,33 %, 20 %, 5,83 % et 1,67 %. Cependant, la moyenne d'âge pour le genre masculin est de 37,3±13,61 ans et celle du genre féminin de 33,95±12,88 ans. Le test de rangs de Wilcoxon montre qu'il n'existe pas de différence significative entre ces deux moyennes ($w=1531,5$; $p\text{-value}=0,1593$). Les résultats montrent que les agriculteurs n'ont connu la culture de chia que récemment. Car, en rapport avec le nombre d'années passées après que l'agriculteur connaît la culture de chia, 57,5 % indiquent avoir connu cette culture il y a seulement une année alors 24,2 % parlent de 2 ans. Ceux qui ont connus cette culture il y a 3 ans, 4 ans, 5 ans et plus de 5 ans représentent respectivement 5,8 %, 4,2 %, 5 % et 3,3 %.

3.2. MODÈLES DE RÉGRESSION LOGISTIQUE

3.2.1. EFFET DE CARACTÉRISTIQUES SOCIODÉMOGRAPHIQUES SUR LA CONNAISSANCE DE LA PLANTE DE CHIA

Le tableau 3 résume la significativité des variables indépendantes sur la connaissance de la plante de chia par les agriculteurs. On constate que toutes les variables indépendantes sauf les tranches d'âges ont un effet significatif (Genre) soit hautement significatif (Activité principale et Situation maritale) soit encore très hautement significatif (Religion et Niveau d'instruction).

Tableau 3. Significativité des variables explicatives sur la connaissance de la plante de chia

Variabiles indépendantes	ddl	Déviante	LRT	Pr (>Chi)
Genre	1	16,72	6,21	0,0126*
Religion	5	34,49	23,98	0,0002***
Niveau d'instruction	3	27,72	17,22	0,0006***
Activité principale	4	26,55	16,04	0,0029**
Situation maritale	2	20,65	10,14	0,0062**
Tranches d'âges	5	11,06	0,55	0,9897

La figure 2 montre les valeurs marginales des probabilités prédites sur la connaissance de la plante de la plante pour chaque modalité de chacune des variables explicatives du modèle. On peut voir que la probabilité de connaître la plante de chia que ce soit pour les hommes ou les femmes est de 100 % soit 1. Pour la religion par contre, on constate que la probabilité de connaître la plante de chia pour les agriculteurs musulmans et ceux appartenant au moins à une église de réveil est nulle. Concernant le niveau d'étude et l'activité principale exercée par l'agriculteur, le modèle de régression logistique prédit des valeurs de 1 pour toutes les modalités. Par contre, le modèle montre que les fonctionnaires de l'Etat et les personnes plus âgées de la tranche de 65 à 75 ans ne connaissent pas la plante de chia (0 %). Pour le modèle global, le critère d'information d'Akaike (AIC) associé à est de 52,05 alors que le coefficient de détermination est de 0,803. Ce coefficient de détermination indique que les prédicteurs utilisés (Genre, Religion, Niveau d'instruction, Activité principale, Situation maritale et tranches d'âges) expliquent à 80,3 % la connaissance de la plante de chia pour un agriculteur donné.

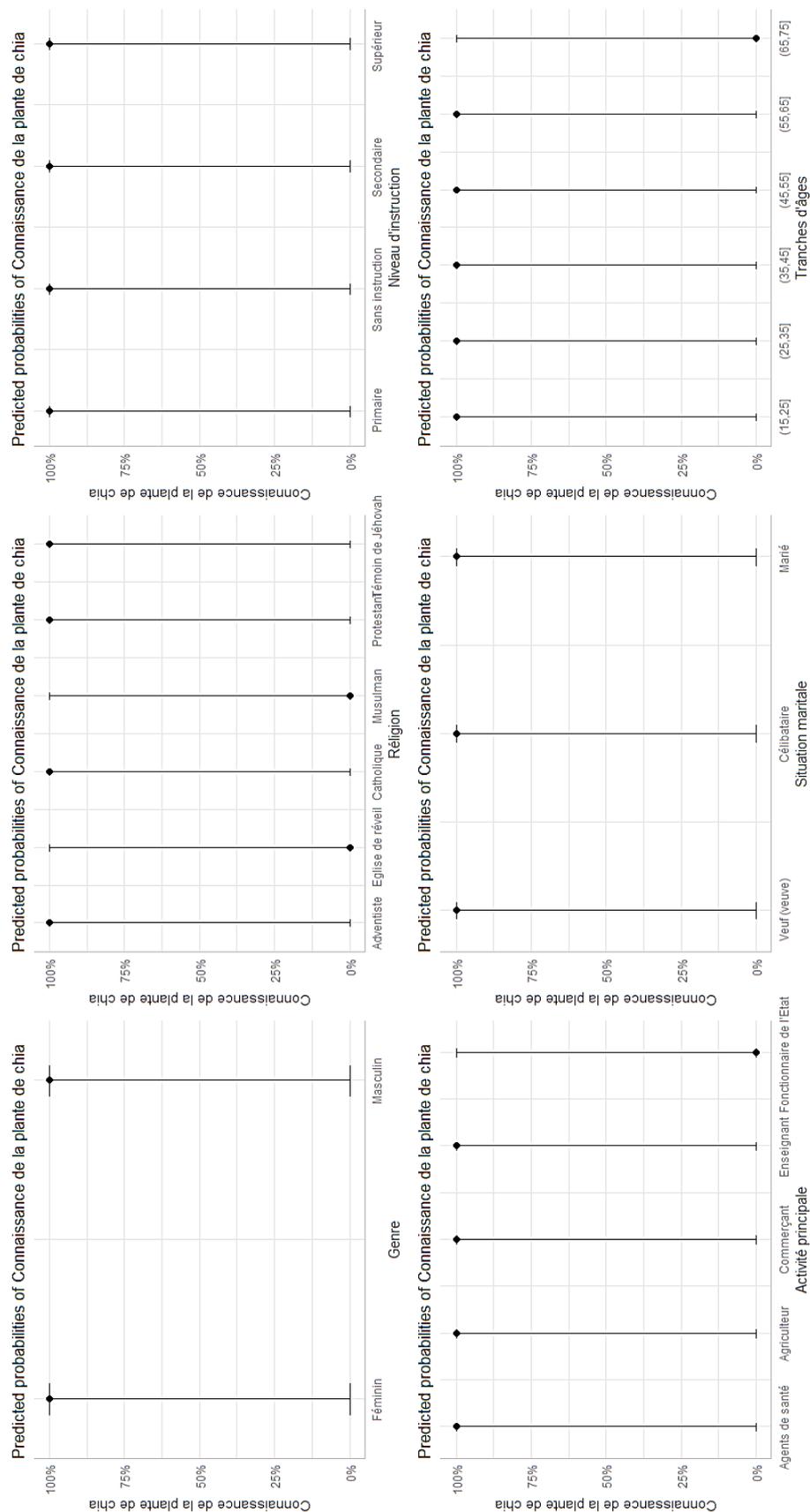


Fig. 2. Probabilités de connaître la plante de chia en fonction des caractéristiques démographiques

Le tableau 4 présente la matrice de confusion permettant de juger la capacité de bien classer les effectifs pour chaque modalité de notre variable dépendante binaire. Cette matrice de confusion montre 3+0 soit 3 agriculteurs ont été mal classés soit un taux de mauvais classement de 2,5 %. Cela équivaut à dire que notre modèle de régression de logistique a une précision globale de 97,5 % et a un indice Kappa de Cohen de 0,72, ce qui est une valeur forte.

Tableau 4. Matrice de confusion de la probabilité de connaître la plante de chia

	Non	Oui	Total
Non	4	0	4
Oui	3	113	116
Total	7	113	120

3.2.2. EFFET DE CARACTÉRISTIQUES SOCIODÉMOGRAPHIQUES SUR LA CONSOMMATION DES GRAINES DE CHIA

Le tableau 5 présente la significativité des variables explicatives sur la consommation des graines de chia. Il montre que toutes les caractéristiques sociodémographiques n'ont pas d'effet significatif sur la consommation des graines de chia pour les agriculteurs.

Tableau 5. Significativité des variables explicatives sur la consommation des graines de chia

Variabes indépendantes	ddl	Déviante	LRT	Pr (>Chi)
Genre	1	109,86	0,009	0,9246
Religion	5	118,18	8,32	0,1393
Niveau d'instruction	3	115,62	5,76	0,1238
Activité principale	4	115,79	5,93	0,2041
Situation maritale	2	112,36	2,50	0,2856
Tranches d'âges	5	118,12	8,26	0,1424

Malgré l'absence de significativité des caractéristiques sociodémographiques sur la consommation des graines de chia, la figure 3 montre que les hommes comme les femmes ont la probabilité. Les valeurs prédites pour les deux modalités (Masculin et Féminin) sont de l'ordre de 0,87 et 0,87. Le modèle de régression logistique prédit que les agriculteurs appartenant à une église de réveil ont une grande probabilité de consommer les graines de chia (valeur 1) et elle est nulle pour les musulmans. Par contre, cette probabilité de consommer les graines de chia est de 0,93 pour les protestants, 0,91 pour les catholiques, 0,90 pour les témoins de Jéhovah et 0,85 pour les adventistes. On peut constater également sur la figure 3 que la probabilité de consommer les graines de chia augmente avec le niveau d'instruction de l'agriculteur. Les plus grandes probabilités étant retrouvé chez agriculteurs qui ont déjà fait l'université ou le secondaire. Les valeurs prédites pour chaque modalité du niveau d'étude sont respectivement de 0,95 pour les agriculteurs qui ont déjà fait les études supérieures, 0,89 pour ceux qui ont arrêtés leurs études au niveau du secondaire, 0,75 % pour ceux du niveau primaire et 0,73 pour ceux qui sont sans aucun niveau d'instruction. Concernant l'activité principale, ce sont les agriculteurs proprement dits qui ont une grande probabilité de consommer les graines de chia (0,93). Ceux-ci sont suivis par les commerçants (0,93), les enseignants (0,82), les agents de santé (0,73) et les fonctionnaires de l'Etat (0,60). Le modèle montre que les célibataires accusent une faible probabilité de consommer les graines de chia (0,82) par rapport aux veufs/veuves (0,98) et aux mariés (0,91). On constate aussi que la probabilité de consommation des graines de chia augmente avec l'âge. Les jeunes de la tranche d'âge de 15 à 25 ans consomment moins les graines de chia (0,57) que les adultes (de 25 à 35 ans pour 0,73, de 35 à 45 ans pour 0,52 et de 45 à 55 ans pour 0,88) et les vieux (de 55 à 65 ans pour 1 et de 65 à 75 ans pour 1).

Le critère d'information d'Akaike (AIC) associé au modèle global est de 151,87 alors que le coefficient de détermination est de 0,274. Ce coefficient de détermination (27,4 %) indique que les variables indépendantes considérées (Genre, Religion, Niveau d'instruction, Activité principale, Situation maritale et tranches d'âges) n'expliquent pas pour autant la consommation des graines de chia pour un agriculteur donné.

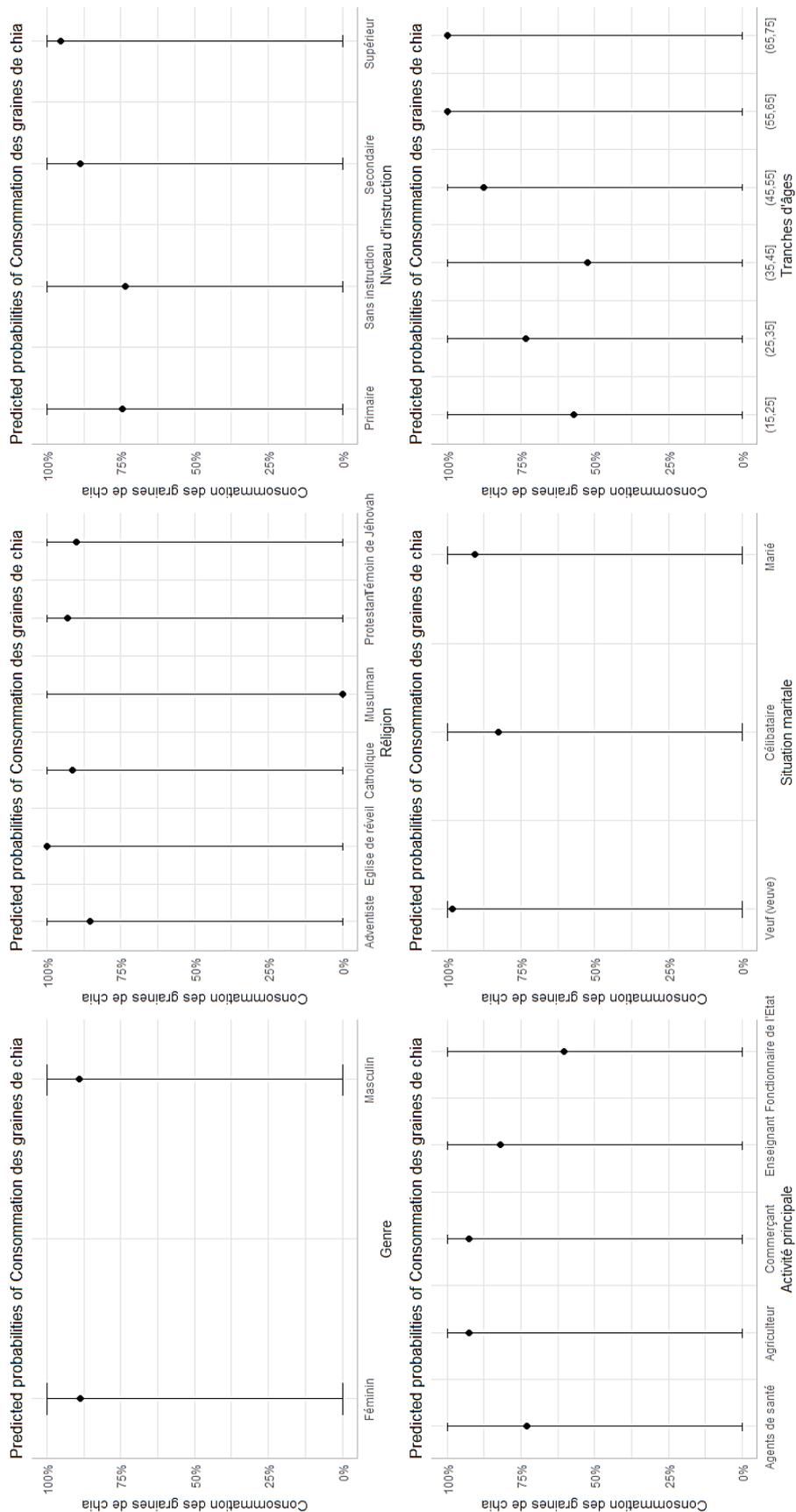


Fig. 3. Probabilités de consommation des graines de chia en fonction des caractéristiques démographiques

Le tableau 6 présente la matrice de confusion dans laquelle on peut constater que la présence de 27 prédictions incorrectes soit un taux de mauvais classement de 22,5 %. Sur 39 agriculteurs qui ont affirmé qu'ils ne consomment pas les graines de chia (modalité Non), le modèle a fait une confusion et a mal classé 16 agriculteurs. La précision globale offerte par le modèle de régression est alors de 77,5 % et un coefficient Kappa de Cohen de 0,47 (accord modéré).

Tableau 6. Matrice de confusion de la probabilité de consommation des graines de chia

	Non	Oui	Total
Non	23	11	34
Oui	16	70	86
Total	39	81	120

3.2.3. EFFET DE CARACTÉRISTIQUES SOCIODÉMOGRAPHIQUES SUR LA CONNAISSANCE DES VERTUS DES GRAINES DE CHIA

Le tableau 7 présente la significativité des variables explicatives sur la connaissance des vertus nutritionnelles et médicinales des graines de chia. Ce tableau montre que toutes les caractéristiques sociodémographiques n'ont pas d'effet significatif sur la connaissance des vertus nutritionnelles et médicinales des graines de chia pour les agriculteurs.

Tableau 7. Significativité des variables explicatives sur la connaissance des vertus des graines de chia

Variables indépendantes	ddl	Déviante	LRT	Pr (>Chi)
Genre	1	46,99	1,29	0,2557
Religion	5	51,40	5,69	0,3369
Niveau d'instruction	3	50,37	4,66	0,1979
Activité principale	4	54,68	8,97	0,0617
Situation maritale	2	49,02	3,31	0,1903
Tranches d'âges	5	50,42	4,71	0,4515

La figure 4 montre que les hommes comme les femmes connaissent les vertus nutritionnelles et médicinales des graines de chia (probabilité égale à 1). Cette tendance de la variable Genre des agriculteurs s'observe aussi pour la religion, le niveau d'instruction et l'activité principale. Le modèle montre néanmoins que les célibataires connaissent moins les vertus nutritionnelles et médicinales des graines (probabilité 0,97) de chia que les veufs/veuves (probabilité 1) et les mariés (probabilité 1). Par rapport l'âge des enquêtés, les valeurs prédites valent 1 pour aux tranches d'âges de 15 à 25 ans, 25 à 35 ans, 55 à 65 ans et 65 à 75 ans. Les probabilités sont légèrement inférieures pour les tranches d'âges de 35 à 45 ans (probabilité 0,99) et de 45 à 55 ans (probabilité 0,97). Le critère d'information d'Akaike (AIC) associé au modèle est de 87,7 et le coefficient de détermination est de 0,414. Ce coefficient de détermination indique que les caractéristiques sociodémographiques considérées dans le modèle expliquent à 41,4 % la variation de la connaissance des vertus nutritionnelles et médicinales des graines de chia.

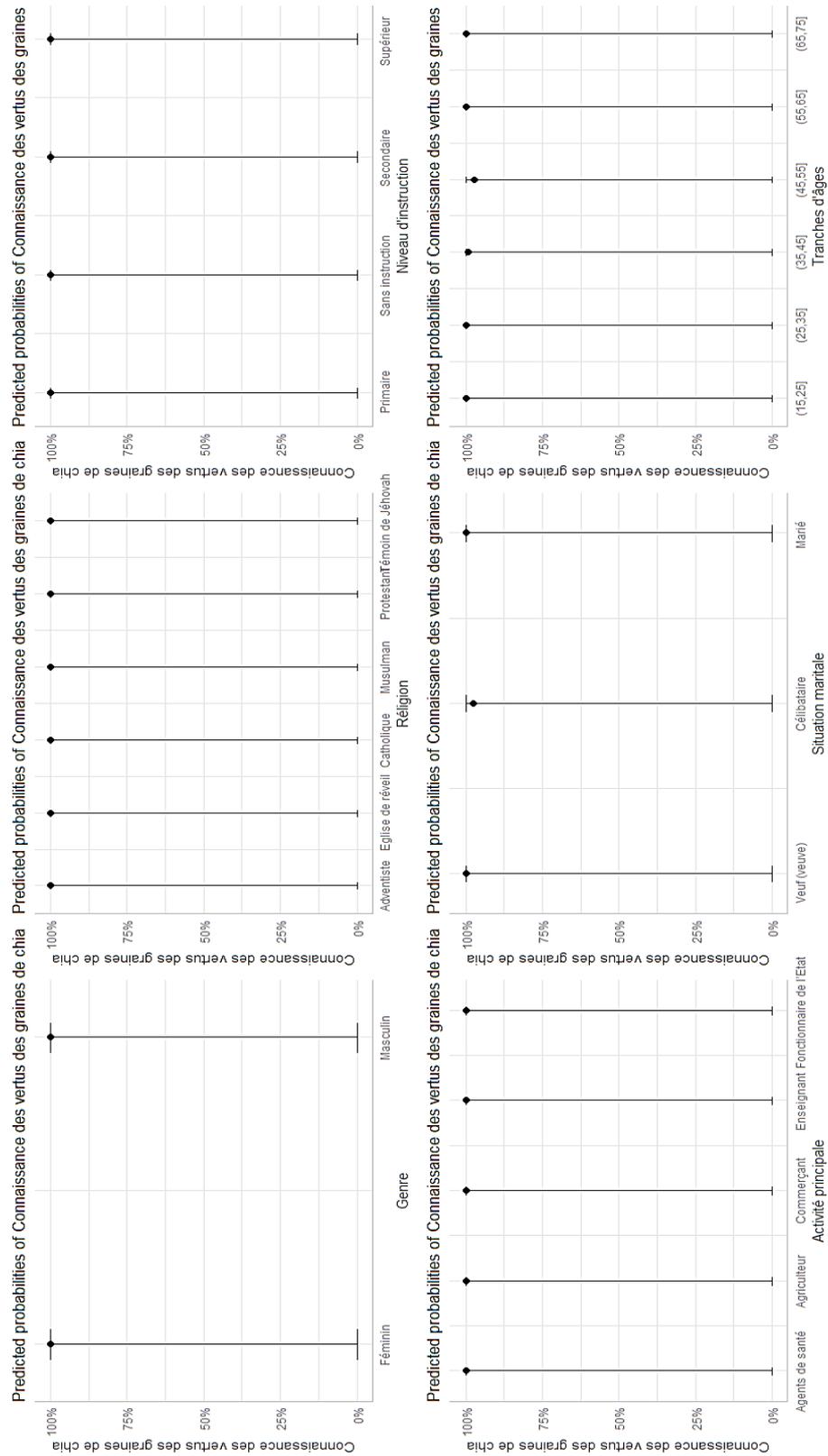


Fig. 4. Valeurs prédites des probabilités de connaître les vertus nutritionnelles et médicinales des graines de chia

La précision de la classification du modèle de régression logistique binaire est présentée au niveau du tableau 8. On constate qu'il y a 11 agriculteurs mal classés soit un taux de mauvais classement de 9,17 %. La précision globale de la prédiction est de 90,83 %, ce qui est une valeur nettement acceptable alors que le coefficient Kappa de Cohen est de 0,31 (accord faible).

Tableau 8. Matrice de confusion de la probabilité de connaître les vertus des graines de chia

	Non	Oui	Total
Non	3	2	5
Oui	9	106	115
Total	12	108	120

3.2.4. EFFET DE CARACTÉRISTIQUES SOCIODÉMOGRAPHIQUES SUR L'AVIS D'ENTREPRENDRE LA CULTURE DE CHIA

Le tableau 9 présente la significativité des variables explicatives et on constate que toutes les caractéristiques sociodémographiques n'ont pas d'effet significatif sur l'avis ou la possibilité d'entreprendre la culture de chia dans le contexte de l'agriculture urbaine.

Tableau 9. Significativité des variables explicatives sur l'avis d'entreprendre la culture de chia

Variables indépendantes	ddl	Déviance	LRT	Pr (>Chi)
Genre	1	117,18	0,59	0,4413
Religion	5	124,96	8,37	0,1367
Niveau d'instruction	3	121,39	4,80	0,1866
Activité principale	4	123,42	6,83	0,1448
Situation maritale	2	117,39	0,79	0,6708
Tranches d'âges	5	123,20	6,61	0,2509

La figure 5 montre que les hommes ont plus avis d'entreprendre la culture de chia que les femmes (probabilité égale 0,76 contre 0,67). Pour la religion, les plus grandes probabilités ont été obtenus chez les agriculteurs appartenant à l'église de réveil (1), les catholiques (0,80), les protestants (0,77) et les témoins de Jéhovah (0,75). Des valeurs faibles de probabilité ont été prédites pour les adventistes (0,58) et les musulmans (0). La probabilité d'entreprendre augmente avec le niveau d'étude. Les agriculteurs qui ont déjà fait les études supérieures (0,81) et secondaires (0,76) ont plus avis d'entreprendre la culture de chia par rapport à ceux qui arrêtés leurs études au niveau du primaire (0,43) ou qui n'ont pas d'instruction (0,52). Concernant l'activité principale, les agriculteurs ont plus avis d'entreprendre cette culture (0,82). Pour les commerçants, les enseignants, les agents de santé et les fonctionnaires de l'Etat, les valeurs des probabilités prédites par le modèle valent respectivement 0,68, 0,56, 0,52 et 0,32. En effet, les veufs/veuves ainsi que les mariés ont une plus grande probabilité d'entreprendre la culture de chia (valeurs respectives égales à 0,86 et 0,75) contrairement aux célibataires (0,64). La figure 4 montre qu'on fur et à mesure l'âge augmente, la probabilité pour un agriculteur de vouloir entreprendre la culture de chia augmente. Les probabilités prédites sont de l'ordre de 1 pour les agriculteurs de la tranche d'âge de 65 à 75 ans, 0,79 pour ceux dont l'âge varie de 55 à 65 ans, 0,88 pour ceux dont l'âge oscille entre 44 à 55 ans, 0,56 pour la tranche d'âge allant 35 à 45 ans, 0,68 pour la tranche d'âge 25 à 35 ans et 0,47 pour les agriculteurs dont l'âge est situé entre 15 à 25 ans.

Le Critère d'Information d'Akaike associé au modèle de prédiction de la possibilité d'entre la culture de chia est de 158,58 alors que le coefficient de détermination est de 0,255. Ce qui signifie que les prédicteurs considérés n'expliquent pas pour autant la décision de l'agriculteur d'entreprendre cette culture.

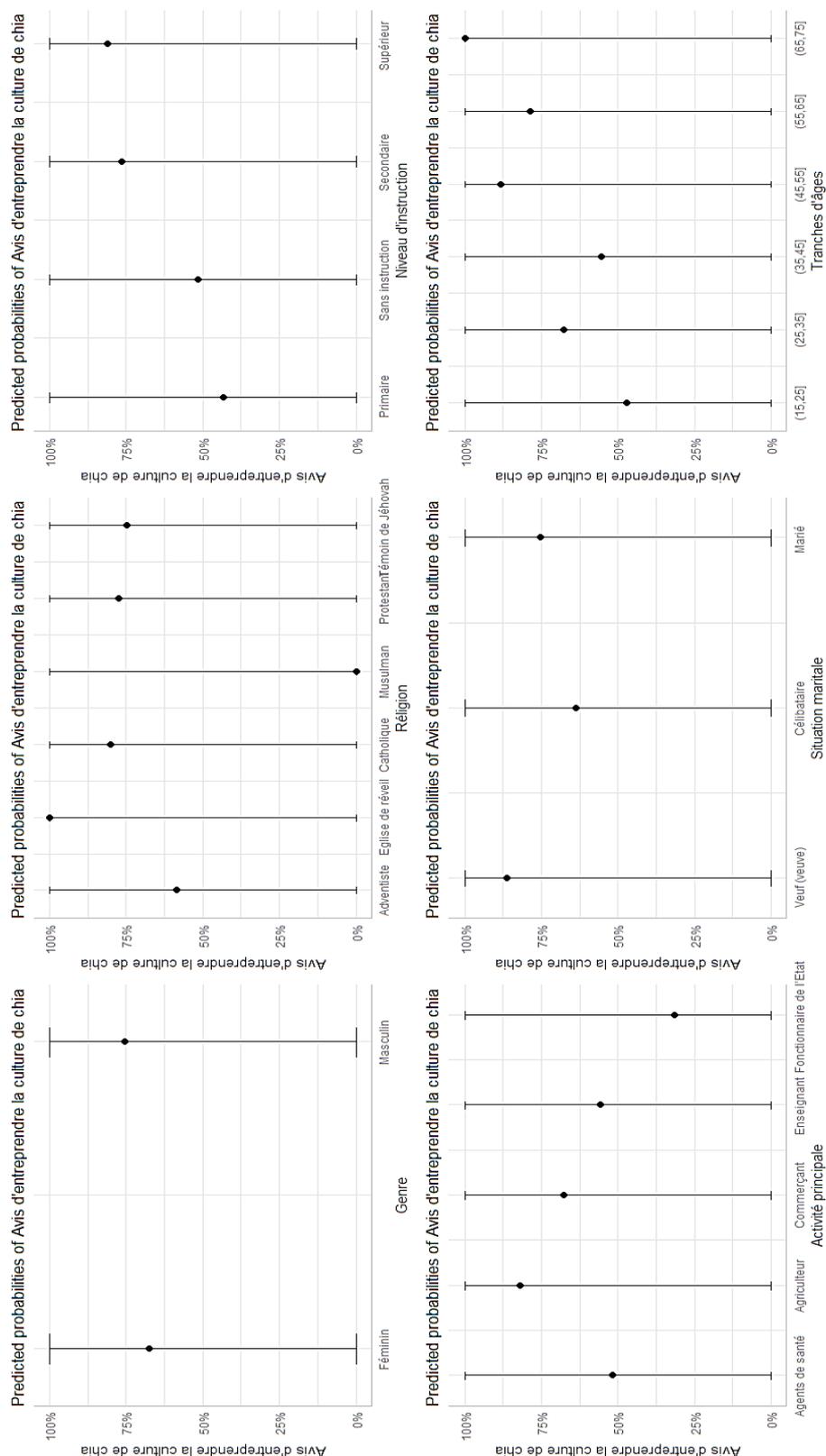


Fig. 5. Valeurs prédites des probabilités d'entreprendre la culture de chia en agriculture urbaine

Le tableau 10 montre que contrairement aux modèles précédents, la prédiction de l'avis d'entreprendre pour notre jeu des données a généré des confusions. Au total, 30 agriculteurs sur 120 ont été mal classé soit un taux de mauvais classement de

25 %. La précision de la classification de ce modèle est de 75 %, ce qui est assez bonne et son coefficient Kappa de Cohen est de 0,44 (accord modéré).

Tableau 10. Matrice de confusion de la probabilité d'entreprendre la culture de chia

	Non	Oui	Total
Non	26	13	39
Oui	17	64	81
Total	43	77	120

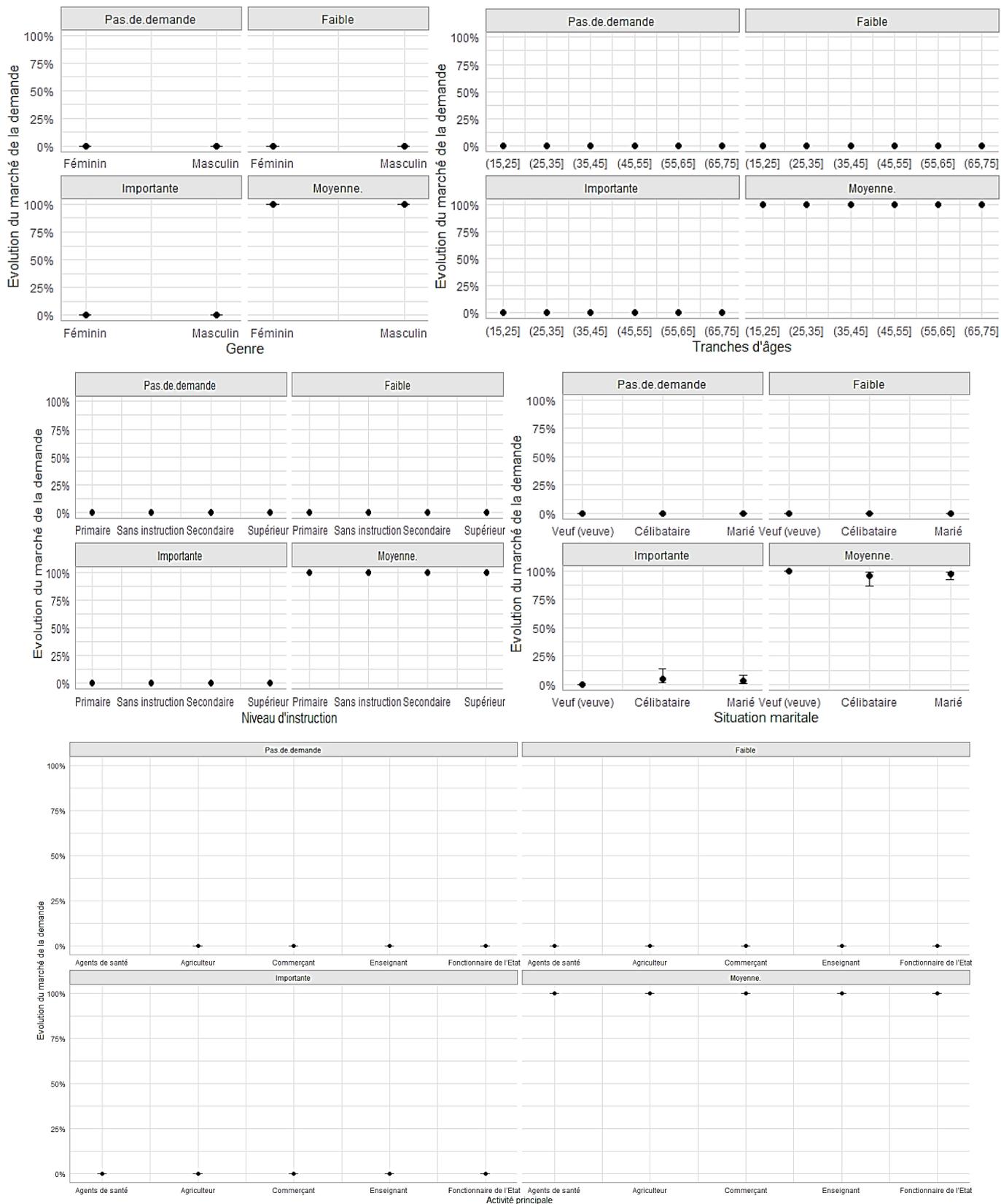
3.2.5. EFFET DE CARACTÉRISTIQUES SOCIODÉMOGRAPHIQUES SUR LA PERCEPTION DES AGRICULTEURS SUR L'ÉVOLUTION DE LA DEMANDE EN GRAINES DE CHIA SUR LE MARCHÉ

Le tableau 11 présente la significativité des variables explicatives et on constate que le genre, le niveau d'étude et la situation maritale ont un effet sur la perception des agriculteurs sur l'évolution de la demande en graines de chia sur le marché. Le Critère d'Information d'Akaike pour ce modèle multinomial est de 258,34.

Tableau 11. Significativité des variables explicatives sur la perception des agriculteurs sur l'évolution de la demande en graines de chia sur le marché

Variabiles indépendantes	ddl	LRT	Pr (>Chi)
Genre	3	8,23	0,0414*
Religion	15	17,69	0,2790
Niveau d'instruction	9	24,41	0,0036**
Activité principale	12	8,29	0,7613
Situation maritale	6	12,60	0,0497*
Tranches d'âges	15	20,81	0,1428

La figure 6 montre les effets marginaux de chaque variable indépendante sur la perception des agriculteurs sur l'évolution de la demande en graines de chia sur le marché. Selon cette figure, les agriculteurs, de genre, de tranches d'âges, de niveau d'instruction, de situation maritale, d'activité principale, l'activité principale et la religion confondus, perçoivent que la demande actuelle des graines de chia sur le marché est moyenne. La probabilité de citer les réponses pour les modalités « Pas de demande », « faible » et « importante » est nulle.



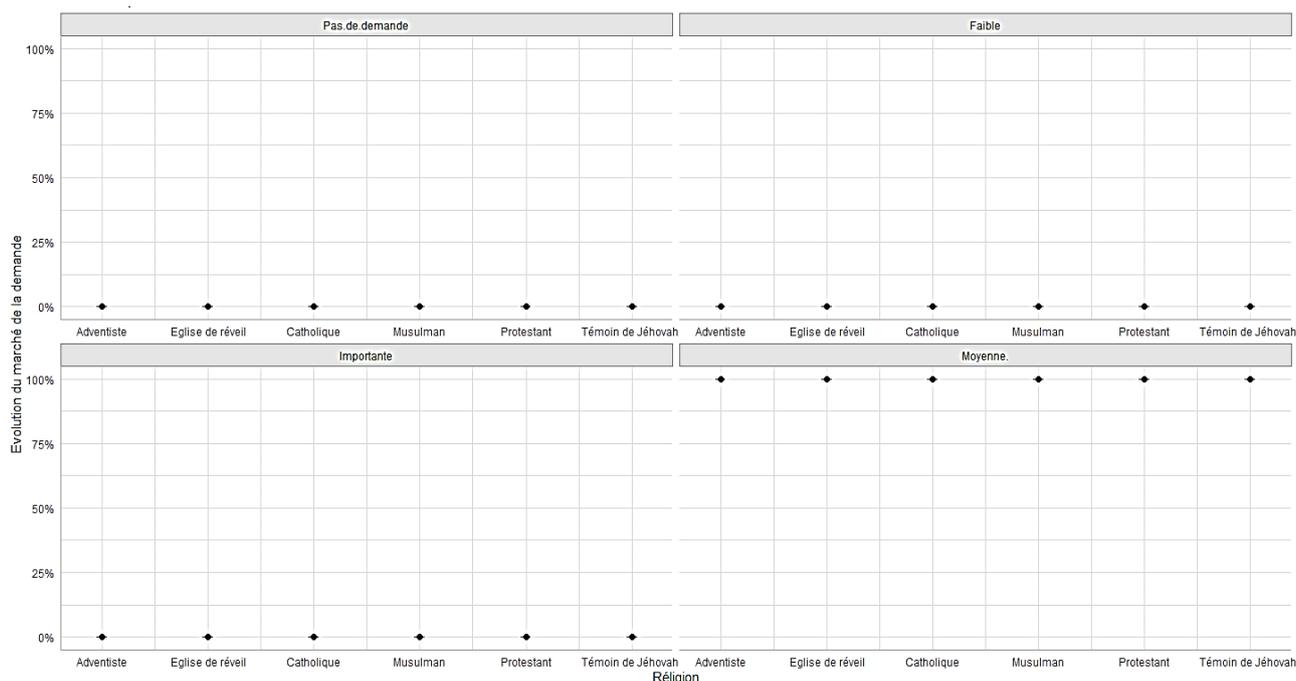


Fig. 6. Effets marginaux des caractéristiques sociodémographiques sur la perception de l'évolution du marché de la demande en graines de chia

Le tableau 12 présente la matrice de confusion du modèle multinomial de la perception des agriculteurs sur de l'évolution du marché de la demande en graines de chia. On constate que 4 agriculteurs ayant cité la modalité « Pas de demande » ont été classés du côté de la modalité « Moyenne » et 1 agriculteur a été classé dans la modalité « Importante ». Le modèle a généré une grande confusion entre les agriculteurs ayant cité la modalité « Importante » avec ceux ayant cité la modalité « Moyenne » car on constate que 16 agriculteurs de cette modalité ont été classés dans la modalité « Moyenne ». De même, on constate aussi que sur un total de 76 agriculteurs ayant cité la modalité « Moyenne », 8 agriculteurs ont été classés du côté de la modalité « Importante » et 5 agriculteurs du côté de la modalité « Pas de demande ». En comptant les effectifs de la diagonale, on déduit que la précision globale du modèle multinomial est de 70 %, ce qui signifie que le taux de mauvais classement s'élève à 30 %. Le coefficient Kappa de Cohen est de 0,41, qui est une valeur indiquant un accord modéré.

Tableau 12. Matrice de confusion de la probabilité de percevoir l'évolution de la demande en graines de chia sur le marché

	Pas de demande	Faible	Importante	Moyenne	Total
Pas de demande	7	0	1	5	13
Faible	0	2	0	1	3
Importante	1	0	13	8	22
Moyenne	4	0	16	62	82
Total	12	2	30	76	120

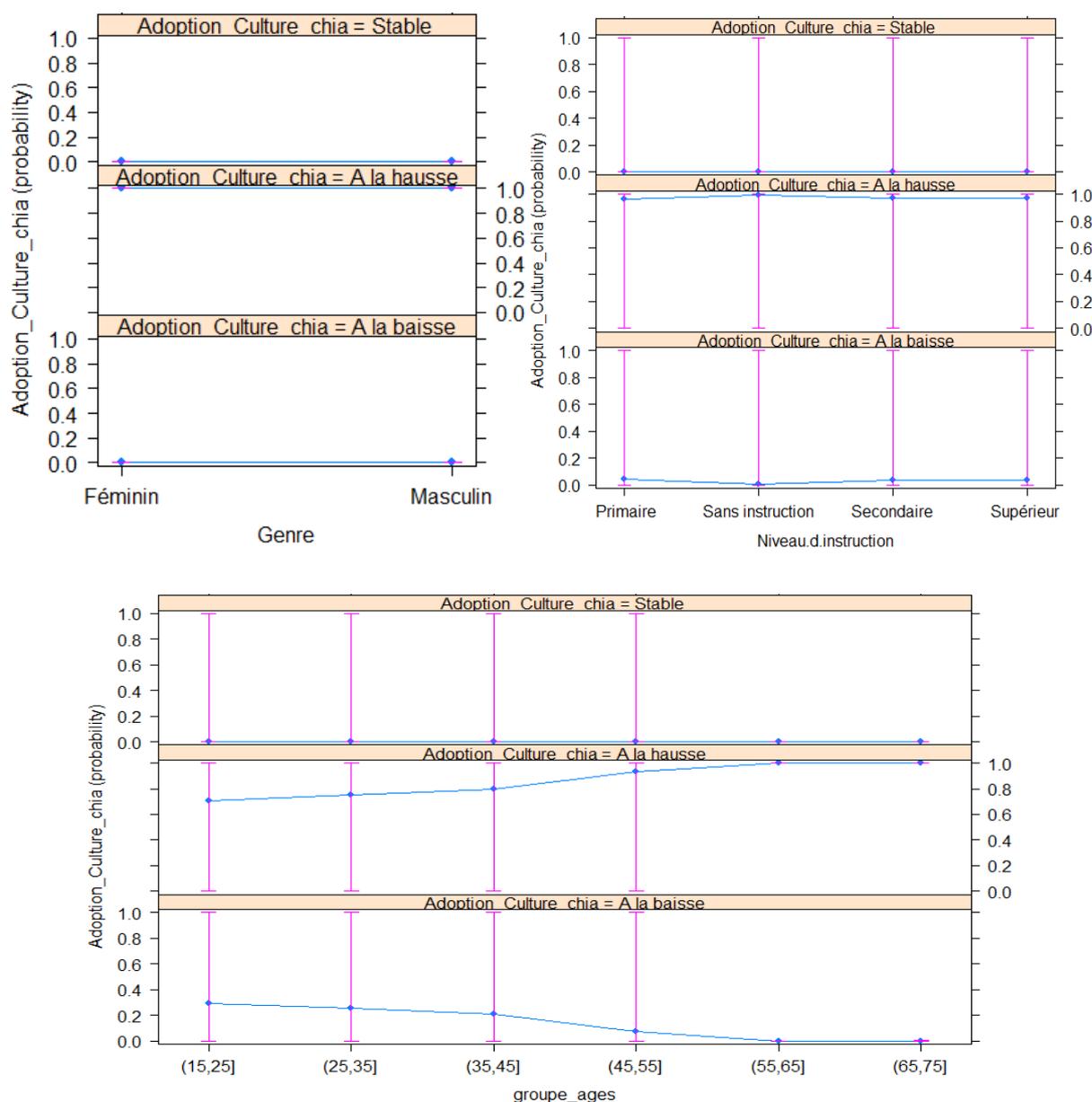
3.2.6. EFFET DE CARACTÉRISTIQUES SOCIO-DÉMOGRAPHIQUES SUR L'ÉVOLUTION DE L'ADOPTION DE LA CULTURE DE CHIA PAR LES AGRICULTEURS

Le tableau 13 présente la significativité des variables explicatives et on constate que seul le nombre d'années passées après que l'agriculteur connaît la culture de chia a un effet sur la perception des agriculteurs sur l'évolution de l'adoption de cette culture en agriculture urbaine et périurbaine de la ville de Butembo. Le Critère d'Information d'Akaike pour ce modèle multinomial est de 247,18.

Tableau 13. Significativité des variables explicatives sur la perception des agriculteurs sur l'adoption de la culture de chia en ville de Butembo

Variabiles indépendantes	ddl	LRT	Pr (>Chi)
Genre	2	0,09	0,9522
Religion	10	10,04	0,4368
Niveau d'instruction	6	6,64	0,3545
Activité principale	8	3,10	0,9276
Situation maritale	4	3,56	0,4681
Tranches d'âges	10	13,05	0,2207
Nombre d'années passées après avoir connu la culture de chia	10	21,19	0,0198*

La figure 7 présente les effets marginaux de chaque variable indépendante sur la perception des agriculteurs sur de l'évolution de l'adoption de la culture de chia en milieu urbain de Butembo.



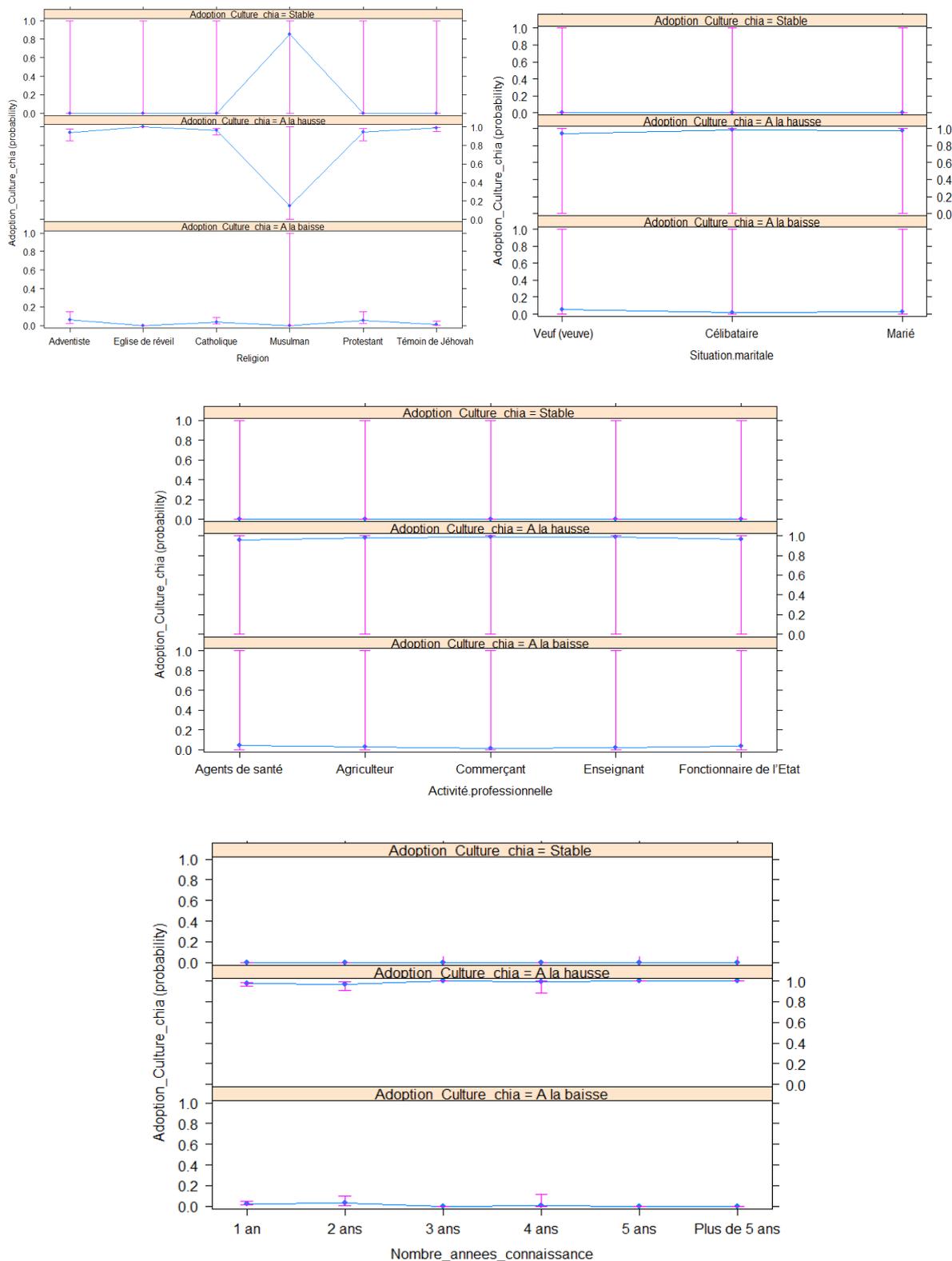


Fig. 7. Effets marginaux des variables indépendantes sur la perception de l'évolution de l'adoption de la culture de chia en ville de Butembo

Le tableau 14 montre une confusion dans la capacité de prédiction de notre modèle multinomial. Sur les 33 agriculteurs qui ont pensé que l'adoption de la culture de chia est en baisse, 15 agriculteurs ont été classé dans la modalité « A la hausse » et

2 agriculteurs dans la modalité « Stable ». De même, on constate que 9 agriculteurs sur 74 ayant cité la modalité « A la hausse » ont classé dans la modalité « A la baisse » alors que 3 agriculteurs ont été classé dans la modalité « Stable ». Enfin, la matrice de confusion montre que sur 13 agriculteurs ayant évoqué la modalité « Stable », 5 ont été classé dans la catégorie « A la hausse » et 1 dans la catégorie « A la baisse ». La sommation des effectifs de la diagonale du tableau montre que la précision globale est de 70,83 %. Ce qui revient à dire que le taux de mauvais classement est de l'ordre de 29,17 %. L'indice Kappa de Cohen de la qualité de ce modèle est de 0,43 (accord modéré).

Tableau 14. Matrice de confusion de la probabilité de percevoir l'évolution de l'adoption de la culture de chia en ville de Butembo

	A la baisse	A la hausse	Stable	Total
A la baisse	16	9	1	26
A la hausse	15	62	5	82
Stable	2	3	7	12
Total	33	74	13	120

4. DISCUSSION

4.1. ATOUTS ET CRITIQUES DE L'APPROCHE MÉTHODOLOGIQUE

La régression logistique est un modèle d'analyse multivariée puissant qui permet d'analyser les relations entre la survenue d'un événement et chacun de ses facteurs associés tout en contrôlant les facteurs de confusion. En utilisant ce modèle dans le cadre de cette recherche, nous avons obtenus pour les six modèles créés des précisions globales excellentes variant entre 70 à 100 % ainsi que des indices de Kappa plutôt modérés s'appuyant sur la classification de [39] et qui oscillent entre 0,31 et 0,50. En effet, [36] ont obtenus également une précision globale de 86 % pour un modèle de régression logistique standard et 88,1 % pour un modèle de régression logistique à effets aléatoires lors de la prévision de la détresse financière de 613 firmes tunisiennes. Bien que la majorité des variables explicatives n'étaient pas significatives dans certains modèles, les probabilités marginales associées à chaque des modalités pour chaque variable ont montré une tendance intéressante qui semblait s'ajuster aux logiques des agriculteurs dans notre milieu d'étude. En effet, la taille de l'échantillon constitue un élément déterminant la significativité des effets des variables indépendantes sur une variable dépendante. Car, le modèle logistique s'accommode bien à des échantillons grands bien qu'il soit aussi admis sur des petits échantillons selon la spécificité et les objectifs poursuivis [46]. Ainsi, la taille réduite de l'échantillon justifié dans notre cas par le nombre assez réduit des pratiquants de l'agriculture urbaine selon les critères d'inclusion et d'exclusion fixés au départ de cette étude, a certainement influencé la significativité des paramètres d'entrée. Néanmoins, l'utilisation de ce modèle nous a permis d'objectiver nos observations sur les perceptions des agriculteurs sur la récente culture de chia (*Salvia hispanica* L.) dans la ville de Butembo.

4.2. PERCEPTIONS DES AGRICULTEURS SUR LA CULTURE DE CHIA (*SALVIA HISPANICA* L.)

S'agissant de la connaissance de la plante de chia par les agriculteurs, toutes les variables explicatives sauf les tranches d'âges sont significatives (tableau 3). En effet, la figure 2 montre que les musulmans, les fonctionnaires de l'Etat et tous les agriculteurs les plus âgés précisément ceux de la tranche d'âge variant de 65-75 ans accusent des faibles probabilités quant à la connaissance de la plante de chia. Ces résultats pourraient s'expliquer par le non accès aux informations relatives aux nouvelles cultures pour les personnes les plus âgées contrairement aux jeunes. La même explication pourrait bien s'étendre aux fonctionnaires de l'Etat qui ne peut être intéressé par des questions à caractère politique qu'agronomique. En rapport la consommation des graines de chia, la régression logistique binaire (figure 3) révèle que les hommes et les femmes présentent les mêmes chances. Tenant compte de l'activité principale exercée, les agriculteurs, les commerçants et les enseignants expriment des probabilités plus élevées que les autres quant à l'avis de consommer les graines de chia. On constate également que la probabilité de consommation des graines de chia augmente avec le niveau d'instruction c'est-à-dire des moins instruits vers les plus instruits et avec l'âge c'est-à-dire des jeunes vers les vieux (vieilles). Ces variations de probabilité observées à l'intérieur de chacune des variables indépendantes seraient dues au fait que les catégories que nous venons de citer ont plus accès aux informations sur les vertus nutritionnelles, médicinales et cosmétiques des graines de chia contrairement aux autres.

Concernant l'avis d'entreprendre la culture de chia c'est-à-dire de l'adopter en agriculture urbaine, les chances des hommes sont supérieures à celles des femmes (figure 5). Bien que les femmes sont traditionnellement les principales productrices des produits maraîchers en agriculture urbaine, il se peut que les difficultés liées à l'accès à la terre est un facteur défavorisant [46]

qui pourrait justifier leur refus d'adopter la culture de chia dans le contexte de la ville de Butembo. Selon ces auteurs, les hommes contrôlent les facteurs de production (terres, animaux, capitaux, actifs, équipements, etc.) et ils sont souvent les premiers à accéder aux informations sur les innovations agricoles à travers leurs réseaux d'information plus denses que ceux des femmes [46], [47]. Ces dernières étant souvent chargées des travaux ménagers et exploitant particulièrement des petits lopins de terre [46]. Ces observations ont été rapportés au Bénin par [48] qui ont également constaté les hommes qui ont plus accès aux terres et qui sont plus aptes à prendre le risque adoptent plus innovent pour améliorer leurs revenus vus les potentialités des technologies tandis que les femmes préfèrent limiter les risques en conservant les cultures et/ou anciennes variétés. Ces mêmes résultats ont été observés par [49] qui insistent sur aussi le fait que le sexe influence l'adoption, car les chefs de ménage femmes sont moins aptes à accueillir l'innovation étant donné qu'elles sont le plus souvent marginalisées dans l'accès à l'information et à la terre. En effet, la référence [50] avait montré qu'il n'existait pas de différence entre les hommes et les femmes concernant l'adoption des pratiques de production et protection intégrées (PPI) pour un maraîchage durable en ville de Lubumbashi. Dans une étude sur la promotion de l'adoption de l'agroforesterie en Afrique Centrale, [47] ont trouvé que les hommes étaient plus favorables à l'adoption que les femmes et rapporte que le sexe a rarement un effet significatif dans le processus d'adoption. Concernant l'effet du niveau d'instruction sur l'avis d'adopter ou d'entreprendre la culture de chia, les résultats de cette étude montrent que ce sont les plus instruits (niveau secondaire et universitaire) qui ont des plus grandes chances que les moins instruits (sans instruction et niveau primaire) (figure 5). Des résultats qui corroborent ceux-ci ont été obtenus par [46], [47]. En effet, la référence [47] avance que, l'instruction accroît chez les agriculteurs, le sens de l'innovation, l'habileté et la facilité d'apprécier les nouvelles technologies. De même, [51] que les producteurs cotonniers dont les niveaux d'éducation sont ceux du supérieur et du secondaire observent une diminution de leur chance respectivement de 95,5% et de 96,6% par rapport à un producteur ayant une perception moyenne de l'adoption des innovations techniques agricoles. A fait, cet auteur mentionne que les producteurs dont le niveau est supérieur sont plus conscients des impacts tangibles positifs et récurrents des innovations techniques agricoles [51]. La référence [49] a aussi indiqué un effet positif et significatif sur l'adoption des nouvelles de maïs et constate que lorsqu'on va des agriculteurs analphabètes aux alphabètes, il y a une augmentation du nombre d'adoptants. Selon ces auteurs, cette tendance est due au fait qu'un fois l'exploitant ait reçu une éducation, cette dernière l'amène à comprendre les avantages économiques liés à l'adoption des innovations agricoles en général. Au Ghana, [52] ont constaté que le niveau d'instruction influençait l'adoption des extraits utilisés comme biopesticides dans le traitement des maladies des plantes cultivées.

Si on prend l'activité principale exercée, les résultats de cette étude montrent également que les agriculteurs, les commerçants présentent des plus grandes probabilités d'adopter la culture de chia. De même les mariés et les veufs/veuves ayant généralement plus des charges familiales ont plus des chances d'adopter que les célibataires. On constate aussi que la décision d'adoption de la culture de chia augmente au fur et à mesure que l'âge de l'agriculteur augmente (figure 5). Ces résultats sont similaires à ceux de [49] qui ont constaté que l'adoption de la semence « CMS 8704 » n'est pas lié à l'âge malgré que les adoptants sont majoritaires des adultes dont l'âge est compris entre 46 et 60 ans. La référence [46] a aussi constaté une augmentation de la probabilité d'adopter pour les agriculteurs un peu plus âgés et ayant un meilleur niveau d'éducation. Dans la ville de Lubumbashi en République Démocratique du Congo, les maraîchers dont l'âge se situe entre 45 et 67 ans sont plus réceptifs aux pratiques de Production et Protection Intégrées que les jeunes (17 à 44 ans). Cela peut être expliqué par leurs savoirs endogènes, les échanges avec leurs pairs et leur longue expérience en agriculture. Le même constat a été fait au Malawi et en Zambie des études ont montré l'importance de la longue expérience des agriculteurs et de leurs savoirs locaux sur les plantes à effet insecticide [50]. Par contre, [51] a trouvé des résultats contraires à ceux de cette étude. Cet auteur constaté que l'âge du producteur cotonnier au Burkina-Faso semble avoir un impact non monotone sur les chances de perception de l'adoption des innovations techniques agricoles. Car les producteurs cotonniers ayant une faible perception de l'adoption des innovations techniques agricoles (probabilité = 0,6%) sont les plus âgés (53 ans). La perception de l'adoption des innovations techniques agricoles est une fonction décroissante de l'âge. Les plus jeunes producteurs ont une prédisposition à l'acceptation des innovations par rapport aux producteurs plus âgés et analphabètes quasi-définitivement acquis aux pratiques endogènes [51]. Dans la même logique, [49] constatent que l'âge diminue généralement la probabilité d'adoption des innovations agricoles car les personnes les plus âgées sont plus réticentes à la proposition de l'innovation, du fait qu'elles valorisent moins ses bénéfices à long terme. Ce qui est intéressant, ces auteurs mentionnent le fait qu'il faut être prudent parce que parfois l'âge peut au contraire inciter à l'adoption dans le cas où l'agriculteur peut compter sur un héritier pour reprendre l'exploitation. Ils concluent en disant par ailleurs que, l'effet de l'âge sur l'adoption des technologies n'est pas clair.

Globalement, l'application de la régression logistique a permis d'obtenir des conclusions qui sont déjà soulevées par les autres chercheurs en rapport avec l'adoption des innovations (nouvelles cultures, variétés, etc.) dans un milieu donné. Surtout que nombreux auteurs sont ceux qui évoquent le fait que les caractéristiques sociodémographiques peuvent faire varier la perception sur l'adoption malgré que leurs effets puissent s'avérer non significatifs sur la variable d'intérêt [50]. Ainsi, d'après [49], [53], l'adoption d'une innovation en agriculture relève d'une multitude de déterminants. Ils distinguent en effet, les

déterminants observables (endogènes et exogènes) et les déterminants non observables (préférences des producteurs). Les déterminants endogènes renvoyant aux déterminants économiques et financiers puis individuels sont contrôlables par les exploitants. Dans la catégorie des déterminants économiques, on peut identifier la richesse (droits de propriété sur les ressources naturelles) comme étant un facteur favorisant l'adoption des innovations. Facteur de sécurité, ce type de richesse motive en effet les producteurs à l'adoption. Le capital social joue aussi un rôle déterminant dans l'adoption. Parlant des déterminants individuels, la plupart des études mettent l'accent sur les caractéristiques sociodémographiques des agriculteurs. Ainsi, le niveau d'éducation, l'âge, et l'expérience de l'agriculteur apparaissent comme des facteurs clés d'adoption des technologies [53]. Le niveau d'éducation est considéré comme une variable favorisant l'adoption des innovations. Il en est de même pour le statut d'alphabétisation. Conférant aux agriculteurs une certaine capacité de s'informer et d'évaluer l'innovation, ces facteurs permettent aux agriculteurs de mieux anticiper les gains liés à l'adoption [49].

5. CONCLUSION

Cette étude a permis de montrer qu'à partir d'une régression logistique binaire ou multinomiale, on peut arriver à mettre à évidence les effets marginaux des variables explicatives sur la variable dépendante. Les résultats montrent les agriculteurs qui ont déjà fait des études secondaires ou supérieures ont une plus grande probabilité de consommer les graines de chia. L'étude révèle que les agriculteurs les plus âgés sont ceux qui connaissent plus les vertus nutritionnelles, médicinales et cosmétiques des graines de chia par rapport aux jeunes. A la question de savoir si les agriculteurs ont avis d'entreprendre la culture de chia, le modèle de régression logistique prédit que les agriculteurs, les commerçants et les enseignants présentent des plus grandes chances d'entreprendre cette culture contrairement aux autres catégories socioprofessionnelles. De même, cette étude montre que les agriculteurs qui ont déjà fait les études supérieures ou secondaires et qui connaissent bien les vertus de cette culture par rapport aux autres ont des plus grandes probabilités de vouloir entreprendre cette culture en agriculture urbaine. Ainsi, l'utilisation d'une régression logistique binaire ou multinomiale constitue un outil efficace pour étudier l'influence d'un certain nombre des facteurs (descripteurs) sur la variable d'intérêt. Cette approche est intéressante surtout parce qu'elle permet d'affiner l'interprétation que seuls les pourcentages marginaux ne permettent pas de faire.

REFERENCES

- [1] M. H. F. Felisberto, A. L. Wahanik, C. R. Gomes-Ruffi, M. T. P. S. Clerici, Y. K. Chang, and C. J. Steel, "Use of chia (*Salvia hispanica* L.) mucilage gel to reduce fat in pound cakes," *Lwt*, vol. 63, no. 2, pp. 1049–1055, 2015, doi: 10.1016/j.lwt.2015.03.114.
- [2] M. S. Coelho and M. de las M. Salas-Mellado, "Effects of substituting chia (*Salvia hispanica* L.) flour or seeds for wheat flour on the quality of the bread," *Lwt*, vol. 60, no. 2, pp. 729–736, 2015, doi: 10.1016/j.lwt.2014.10.033.
- [3] V. Vuksan et al., "Salba-chia (*Salvia hispanica* L.) in the treatment of overweight and obese patients with type 2 diabetes: A double-blind randomized controlled trial," *Nutr. Metab. Cardiovasc. Dis.*, vol. 27, no. 2, pp. 138–146, 2017, doi: 10.1016/j.numecd.2016.11.124.
- [4] O. Martínez-Cruz and O. Paredes-López, "Phytochemical profile and nutraceutical potential of chia seeds (*Salvia hispanica* L.) by ultra high performance liquid chromatography," *J. Chromatogr. A*, vol. 1346, pp. 43–48, 2014, doi: 10.1016/j.chroma.2014.04.007.
- [5] M. Grancieri, H. S. D. Martino, and E. Gonzalez de Mejia, "Chia Seed (*Salvia hispanica* L.) as a Source of Proteins and Bioactive Peptides with Health Benefits: A Review," *Compr. Rev. Food Sci. Food Saf.*, vol. 18, no. 2, pp. 480–499, 2019, doi: 10.1111/1541-4337.12423.
- [6] V. O. Alfredo, R. R. Gabriel, C. G. Luis, and B. A. David, "Physicochemical properties of a fibrous fraction from chia (*Salvia hispanica* L.)," *LWT - Food Sci. Technol.*, vol. 42, no. 1, pp. 168–173, 2009, doi: 10.1016/j.lwt.2008.05.012.
- [7] M. Á. Valdivia-López and A. Tecante, "Chia (*Salvia hispanica*): A Review of Native Mexican Seed and its Nutritional and Functional Properties," *Adv. Food Nutr. Res.*, vol. 75, pp. 53–75, 2015, doi: 10.1016/bs.afnr.2015.06.002.
- [8] R. M. Bodoira, M. C. Penci, P. D. Ribotta, and M. L. Martínez, "Chia (*Salvia hispanica* L.) oil stability: Study of the effect of natural antioxidants," *LWT - Food Sci. Technol.*, vol. 75, pp. 107–113, 2017, doi: 10.1016/j.lwt.2016.08.031.
- [9] L. A. Muñoz, A. Cobos, O. Diaz, and J. M. Aguilera, "Chia Seed (*Salvia hispanica*): An Ancient Grain and a New Functional Food," *Food Rev. Int.*, vol. 29, no. 4, pp. 394–408, 2013, doi: 10.1080/87559129.2013.818014.
- [10] M. I. Capitani, V. Spotorno, S. M. Nolasco, and M. C. Tomás, "Physicochemical and functional characterization of by-products from chia (*Salvia hispanica* L.) seeds of Argentina," *LWT - Food Sci. Technol.*, vol. 45, no. 1, pp. 94–102, 2012, doi: 10.1016/j.lwt.2011.07.012.

- [11] E. Reyes-Caudillo, A. Tecante, and M. A. Valdivia-López, "Dietary fibre content and antioxidant activity of phenolic compounds present in Mexican chia (*Salvia hispanica* L.) seeds," *Food Chem.*, vol. 107, no. 2, pp. 656–663, 2008, doi: 10.1016/j.foodchem.2007.08.062.
- [12] M. L. Martínez et al., "Oxidative stability of walnut (*Juglans regia* L.) and chia (*Salvia hispanica* L.) oils microencapsulated by spray drying," *Powder Technol.*, vol. 270, no. Part A, pp. 271–277, 2015, doi: 10.1016/j.powtec.2014.10.031.
- [13] R. Ayerza h and W. Coates, "Protein content, oil content and fatty acid profiles as potential criteria to determine the origin of commercially grown chia (*Salvia hispanica* L.)," *Ind. Crops Prod.*, vol. 34, no. 2, pp. 1366–1371, 2011, doi: 10.1016/j.indcrop.2010.12.007.
- [14] V. Menga, M. Amato, T. D. Phillips, D. Angelino, F. Morreale, and C. Fares, "Gluten-free pasta incorporating chia (*Salvia hispanica* L.) as thickening agent: An approach to naturally improve the nutritional profile and the in vitro carbohydrate digestibility," *Food Chem.*, vol. 221, pp. 1954–1961, 2017, doi: 10.1016/j.foodchem.2016.11.151.
- [15] V. Zettel and B. Hitzmann, "Applications of chia (*Salvia hispanica* L.) in food products," *Trends Food Sci. Technol.*, vol. 80, pp. 43–50, 2018, doi: 10.1016/j.tifs.2018.07.011.
- [16] IPC, "République Démocratique du Congo. Analyse IPC de l'insécurité alimentaire aigüe," Kinshassa, 2016.
- [17] M. Tenenhaus, Y. Le Roux, C. Guimart, and P.-L. Gonzalez, "Modèle linéaire généralisé et analyse des correspondances," *Rev. Stat. appliquée*, vol. Tome 41, no. 2, pp. 59–86, 1993, [Online]. Available: http://www.numdam.org/item?id=RSA_1993__41_2_59_0.
- [18] M. W. Sahani, "Le contexte urbain et climatique des risques hydrologiques de la ville de Butembo (Nord-Kivu, RDC)," Université de Liège, 2011.
- [19] K. K. Kaleghana and J. M. Mweru, "Gouvernance environnementale de la ville de Butembo par les services publics urbains (Nord-Kivu, République Démocratique du Congo)," vol. 36, no. 3, pp. 578–592, 2018.
- [20] K. E. Vyakuno, "Pression anthropique et aménagement rationnel des hautes terres de Lubero en R.D.C. Rapports entre société et milieu physique dans une montagne équatoriale. Tome I et II," Université de Toulouse II-Le Mirail, 2006.
- [21] M. SAHANI, J. MOEYERSONS, P. VANDECASTEELE, I. TREFOIS, and P. OZER, "Evolution des caractéristiques pluviométriques dans la zone urbaine de Butembo (RDC) de 1957 à 2010," *Geo. Eco. Trop.*, vol. 36, pp. 121–136, 2012.
- [22] K. A. KOUAME, R. N. D. ETILE, A. T. BEDIA, S. S. YAO, B. G. GOORE BI, and E. P. KOUAMELAN, "Transformation et conservation des principales espèces de poissons à intérêt économique du département de Fresco (Côte d'Ivoire)," *Agron. africaine*, vol. n° Spécial, no. 8, pp. 128–137, 2019.
- [23] A. Gillet, Y. Brostaux, and R. Palm, "Principaux modèles utilisés en régression logistique," vol. 15, no. 3, pp. 425–433, 2011.
- [24] I. AMINOT and M. DAMON, "Régression logistique : intérêt dans l'analyse de données relatives aux pratiques médicales," *Rev. médicale l'assurance Mal.*, vol. 33, no. 2, pp. 137–143, 2002.
- [25] R. Palm, Y. Brostaux, and J.-J. Claustriaux, "Inférence statistique et critères de qualité de l'ajustement en régression logistique binaire," *Notes Stat. d'Informatique*, no. 5, p. 32, 2011, [Online]. Available: <http://hdl.handle.net/2268/115185>.
- [26] A. Deschênes, "Régression logistique bayésienne : comparaison de densités a priori par," Université de Montréal, 2015.
- [27] M. El Sanharawi and F. Naudet, "Comprendre la régression logistique," *J. Fr. Ophtalmol.*, vol. 36, no. 8, pp. 710–715, 2013, doi: 10.1016/j.jfo.2013.05.008.
- [28] J. Larmarange et al., *Analyse-R. Introduction à l'analyse d'enquêtes avec R et RStudio*. France, 2020.
- [29] J. Desjardins, "L'analyse de régression," *Tutor. Quant. Methods Psychol.*, vol. 1, no. 1, pp. 35–41, 2005, doi: 10.20982/tqmp.01.1.p.035.
- [30] J. Bouyer, "La régression logistique en épidémiologie," 2007.
- [31] P. Legrand and D. Bories, "Le Choix des Variables Explicatives dans les Modèles de Régression Logistique," *ResearchGate*, no. September, p. 18, 2007.
- [32] F. Gillaizeau et al., "Régression logistique multivariée traditionnelle contre scores de propension: une étude pour mettre fin aux idées préconçues," *Rev. Epidemiol. Sante Publique*, vol. 64, p. S117, 2016, doi: 10.1016/j.respe.2016.03.005.
- [33] W. N. Venables and B. D. Ripley, *Modern Applied Statistics with S*, Fourth. New York: Springer, 2002.
- [34] J. P. Nakache, A. Gueguen, and H. Pierart, "Utilisation du modèle logistique dans l'étude de l'influence des variables initiales et du traitement sur l'évolution de l'acouphène," *Rev. Stat. appliquée*, vol. Tome 34, no. 2, pp. 5–14, 1986, [Online]. Available: http://www.numdam.org/item?id=RSA_1986__34_2_5_0.
- [35] J. Fox and S. Weisberg, *An {R} Companion to Applied Regression*, Third. Thousand Oaks {CA}: Sage, 2019.
- [36] S. Mestiri and A. Farhat, "La prévision de la détresse financière des entreprises tunisiennes par le modèle régression logistique semi paramétrique et les réseaux de neurones Introduction," no. January 2019, 2013.
- [37] B. Branger, "Accord entre observateurs : indice kappa de Cohen," *Réseau « Sécurité Naiss. – Naître ensemble » des Pays la Loire*, pp. 1–7, 2009, [Online]. Available: http://kappa.chez-alice.fr/kappa_intro.htm.
- [38] H. L. Kundel and M. Polansky, "Statistical Concepts Series Radiology. Measurement of Observer Agreement," *Radiology*, vol. 228, no. 2, pp. 303–308, 2003.

- [39] J. R. Landis and G. G. Koch, "The Measurement of Observer Agreement for Categorical Data," *Int. Biometric Soc.*, vol. 33, no. 1, pp. 159–174, 1977, [Online]. Available: <https://www.jstor.org/stable/2529310>.
- [40] J. Fox, "Effect Displays in R for Generalised Linear Models.," *J. Stat. Softw.*, vol. 8, no. 15, pp. 1–27, 2003, doi: doi 10.18637/jss.v008.i15.
- [41] J. Fox and J. Hong, "Effect Displays in R for Multinomial and Proportional-Odds Logit Models: Extensions to the effects Package.," *J. Stat. Softw.*, vol. 32, no. 1, pp. 1–24, 2009, doi: doi 10.18637/jss.v032.i01.
- [42] J. Fox and S. Weisberg, "Visualizing Fit and Lack of Fit in Complex Regression Models with Predictor Effect Plots and Partial Residuals.," *J. Stat. Softw.*, vol. 87, no. 9, pp. 1–27, 2018, doi: doi 10.18637/jss.v087.i09.
- [43] J. Fox and S. Weisberg, *An R Companion to Applied Regression*, 3rd Edition. Thousand Oaks, CA, 2019.
- [44] D. Lüdtke, "ggeffects: Tidy Data Frames of Marginal Effects from Regression Models.," *Software, J. Open Source*, vol. 3, no. 26, p. 772, 2018, doi: 10.21105/joss.00772.
- [45] R Core Team, *R: A Language and Environment for Statistical Computing*. Vienna, Austria, 2021.
- [46] M. Koutou et al., "Facteurs d'adoption des innovation d'intégration agriculture-élevage: cas du Mucana pruriens en zone cotonnière ouest du Burkina-Faso," *Tropicultura*, vol. 34, no. 4, pp. 424–439, 2016.
- [47] J. Lukombo Lukeba, A. Mumba Djamba, J. Mvunzi Nsimba, M. Bwamameyi, and J. Kabangu, "Déterminants d'Adoption et Stratégies de Promotion de l'Agroforesterie en Afrique Centrale," *J. en ligne l'ACASTI du CEDESURK*, vol. 9, no. 2, pp. 109–124, 2021.
- [48] M. Oloumilade and J. Yabi, "Facteurs explicatifs de l'adoption des variétés améliorées de soja dans le département du Borgou au Nord du Bénin," *Les Cah. du Cread*, vol. 35, no. 01, pp. 51–76, 2019.
- [49] N. Etoundi and K. Dia, "LES DETERMINANTS DE L'ADOPTION DES VARIETES AMELIOREES DE MAÏS : adoption et impact de la 'CMS 8874,'" pp. 1–23, 2007.
- [50] A. Mushagalusa Balasha and J. Nkulu Mwine Fyama, "Déterminants d'adoption des techniques de production et protection intégrées pour un maraîchage durable à Lubumbashi, République démocratique du Congo," *Cah. Agric.*, vol. 29, no. 13, pp. 1–11, 2020, doi: 10.1051/cagri/2020012.
- [51] I. Mounirou, "Perception et adoption des innovations techniques agricoles dans le bassin cotonnier de Banikoara au Bénin," *African J. Agric. Resour. Econ.*, vol. 10, no. 2, pp. 87–102, 2015, [Online]. Available: <https://afjare.org/media/articles/1-Mounirou.pdf>.
- [52] A. Adétonah, E. Koffi-Tessio, O. Coulibaly, E. Sessou, and A. G. Mensah, "Perceptions et adoption des méthodes alternatives de lutte contre les insectes des cultures maraîchères en zone urbaine et péri-urbaine au Bénin et au Ghana," *Bull. la Rech. Agron. du Bénin*, vol. 69, no. 229, pp. 1–10, 2011.
- [53] C. Roussy, A. Ridier, and K. Chaib, "Adoption d'innovations par les agriculteurs : rôle des perceptions et des préférences," *Work. Pap. SMART - LERECO*, vol. 15, no. 03, pp. 1–24, 2014.