

## Tarification des risques agricoles au Sénégal

Allé Nar Diop

Volume 87, Number 1-2, July 2020

URI: <https://id.erudit.org/iderudit/1070753ar>

DOI: <https://doi.org/10.7202/1070753ar>

[See table of contents](#)

Publisher(s)

Faculté des sciences de l'administration, Université Laval

ISSN

1705-7299 (print)

2371-4913 (digital)

[Explore this journal](#)

Cite this document

Diop, A. N. (2020). Tarification des risques agricoles au Sénégal. *Assurances et gestion des risques / Insurance and Risk Management*, 87(1-2), 101-130.  
<https://doi.org/10.7202/1070753ar>

Article abstract

The objective of this article is to determine the pure premium to be paid by the Senegalese farmer insured for conventional risks. The use of the general linear model (GLM) has made it possible to determine the frequency and severity according to the different types of risks to which farmers are exposed. We have shown that the number of claims follows a negative binomial zero-inflation law and the cost of a log-normal distribution. We have also shown that health risks, locust (locust), animal and duck invasions and wild birds, the presence of nematodes and crown rot are the risks to which agriculture is exposed. The model estimates a higher premium than the premium observed for wild animals, diseases, grain-eating birds and wild birds. On the other hand, the premium calculated is lower than that observed for wild ducks and locusts. The difference between the premium observed and that calculated is explained by the fact that the former is assessed on the basis of the value of the capital insured and not of the risk to which the farmer is exposed. For better pricing, the insurance company should take into account the type of risk to which each insured is most exposed and determine the corresponding premium. This segmentation will determine the appropriate premium.

---

## TARIFICATION DES RISQUES AGRICOLES AU SÉNÉGAL<sup>1</sup>

---

Dr. Allé Nar DIOP<sup>2</sup>

### ■ RÉSUMÉ

L'objectif de cet article est de déterminer la prime pure à payer par l'agriculteur sénégalais assuré à des risques classiques. L'utilisation du modèle linéaire général (GLM) a permis de déterminer la fréquence et la sévérité en fonction des différents types de risques auxquels sont exposés les agriculteurs. Nous avons montré que le nombre de sinistres suit une loi zéro-inflation binomial négative et le coût une distribution log-normal. Nous avons aussi montré que les risques sanitaires, les invasions acridiennes (criquets pèlerins), d'animaux et de canards et d'oiseaux sauvages, la présence de nématodes et de pourriture de collet sont les risques auxquels l'agriculture est exposée. Le modèle estime une prime plus élevée que la prime observée pour les animaux sauvages, les maladies, les oiseaux granivores et les oiseaux sauvages. En revanche, la prime calculée est inférieure à celle observée pour les canards sauvages et les criquets pèlerins. La différence entre la prime observée et celle calculée s'explique par le fait que le premier est évalué à partir de la valeur du capital assuré et non du risque auquel l'agriculteur est exposé. Pour une meilleure tarification, la compagnie d'assurance devra tenir compte du type de risque auquel chaque assuré est le plus exposé et déterminer la prime correspondante. Cette segmentation permettra de déterminer la prime adéquate.

**Mots clés:** Risque, prime, sinistre, tarification

**JEL:** G0, G22, Q10, Q14

### ■ ABSTRACT

The objective of this article is to determine the pure premium to be paid by the Senegalese farmer insured for conventional risks. The use of the general linear model (GLM) has made it possible to determine the frequency and severity according to the different types of risks to which farmers are exposed. We have shown that the number of claims follows a negative binomial zero-inflation law

and the cost of a log-normal distribution. We have also shown that health risks, locust (locust), animal and duck invasions and wild birds, the presence of nematodes and crown rot are the risks to which agriculture is exposed. The model estimates a higher premium than the premium observed for wild animals, diseases, grain-eating birds and wild birds. On the other hand, the premium calculated is lower than that observed for wild ducks and locusts. The difference between the premium observed and that calculated is explained by the fact that the former is assessed on the basis of the value of the capital insured and not of the risk to which the farmer is exposed. For better pricing, the insurance company should take into account the type of risk to which each insured is most exposed and determine the corresponding premium. This segmentation will determine the appropriate premium.

**Keywords:** Risk, premium, loss, pricing

**JEL:** G0, G22, Q10, Q14

## INTRODUCTION

Au Sénégal, le secteur agricole est confronté à une multitude de risques, parmi lesquels ceux liés aux aléas climatiques, aux maladies sanitaires, phytosanitaires et aux fluctuations des marchés. Dans ce contexte, l'enjeu est la mise en œuvre de stratégies en matière de protection notamment : la maîtrise des risques, la gestion préventive des ressources en eau, la vulgarisation de bonnes pratiques agricoles, l'intégration des mesures d'adaptation au changement climatique dans les projets agricoles, la poursuite de mise en place d'un système d'assurance agricole, et ce en adoptant une approche différenciée, adaptée à chaque filière de production et visant autant l'agriculture performante et productive que l'agriculture solidaire. Ainsi, la gestion des risques agricoles et l'éventuelle multiplication de désordres climatiques d'ampleur inhabituelle, renforcent la nécessité d'améliorer les mécanismes de protection des exploitations contre les aléas par la mise en place d'une assurance agricole.

L'assurance agricole est l'assurance contre l'une ou plusieurs des pertes suivantes : la perte de production de produits agricoles désignés résultant de l'un des risques désignés ; la perte subie lorsque l'ensemencement ou la plantation est empêchée par l'un des risques désignés ; la perte de produits agricoles désignés résultant de l'un des risques désignés ; la perte de revenus tirés de produits agricoles désignés résultant de l'un des risques désignés ; toute perte réglementaire.

Miranda (1991) a analysé théoriquement et empiriquement l'assurance-récolte avec les rendements à l'hectare à l'aide du modèle additif linéaire des producteurs de soja du Kentucky occidental. Dans le modèle additif linéaire, il montre la relation entre le rendement moyen du producteur individuel (variable dépendante) et le rendement moyen d'une zone géographique environnante (variable indépendante) et un terme d'erreur aléatoire non corrélé au rendement en surface agrégé. Alba Castañeda-Vera, Antonio Saa-Requejo, Inés Mínguez, Alberto Garrido (2017) analysent les écarts de rendement dans le contexte d'assurance-récolte. Ils établissent un indicateur d'information asymétrique et évaluent l'influence éventuelle d'informations asymétriques sur la décision des producteurs de blé de souscrire une police d'assurance. L'analyse comprend le rendement simulé à l'aide d'un modèle de culture validé. Les résultats suggèrent que la précision dans la détermination du rendement assuré est déterminante dans la décision des agriculteurs de souscrire à une assurance-récolte dans le cadre d'une couverture plus large. Les données historiques sur les assurances, lorsqu'elles sont disponibles, fournissent une base technique plus solide pour évaluer et calibrer les paramètres d'assurance par rapport aux données simulées, à l'aide de modèles de culture. Néanmoins, l'utilisation de modèles de culture peut être utile pour concevoir de nouvelles formules d'assurance en l'absence de données historiques ou pour évaluer des scénarios de changements attendus. Dans ce cas, il est suggéré que les écarts de rendement soient estimés et pris en compte lors de l'utilisation de rendements atteignables simulés.

L'objectif de cette étude est de déterminer la prime pure à payer par l'agriculteur sénégalais assuré à des risques classiques (risques sanitaires, les invasions acridiennes (criquets pèlerins), d'animaux et de canards sauvages ont une sinistralité plus élevée que les phénomènes climatiques (déficit pluviométrique, inondations)), à des écarts de rendements et déficits pluviométriques. Le Modèle Linéaire Général est utilisé pour la tarification des risques.

La première section de cet article est consacrée à la revue de littérature sur l'assurance agricole, la section 2 est dédiée à la méthodologie, la section 3 à la source des données, la section 4 à la présentation des résultats, la section 5 à l'interprétation des résultats et la section 6 à la conclusion.

# 1. REVUE DE LA LITTÉRATURE

Il existe essentiellement deux systèmes de couverture différents : la couverture individuelle de rendement et l'assurance indicielle régionale basée sur une ou plusieurs conditions météorologiques paramètres. Les différentes manières de travailler des deux systèmes de couverture peuvent être démontrées sur la base des niveaux de couverture, de la modélisation des prix et du calcul des pertes. L'assurance indicielle est facturée selon un modèle de rendement météorologique.

Qu'elle soit basée sur un facteur de rendement régional ou un facteur météorologique, le paiement des prestations est déclenché en fonction d'un indice prédéterminé plutôt que sur la base de l'évaluation des pertes.

L'assurance basée sur les rendements rassemble un certain nombre de variables pour prédire les rendements des cultures en utilisant la modélisation. Un contrat d'assurance basée sur les rendements permet de prédire le rendement des cultures en fonction de nombreux facteurs liés au climat, ainsi que des facteurs spécifiques à la culture tels que le moment de la plantation, par exemple le moment de la floraison).

L'assurance basée sur les conditions météorologiques utilise des paramètres simples tels que les précipitations et la température sont simplement corrélées à un potentiel de perte, ce qui signifie qu'il y a un risque élevé que l'agriculteur subisse des pertes sans l'indice l'assurance entre en jeu. Ce qui facilite la gestion et réduit les coûts administratifs et les coûts de transaction. L'assurance indicielle a permis de remédier à certains des inconvénients de l'assurance compensatoire classique en réduisant le risque moral, l'anti-sélection et les coûts de souscription et d'évaluation des sinistres, tout en diminuant le délai de règlement des sinistres. Toutefois, elle s'accompagne de nouveaux défis et, malgré l'existence de plusieurs pilotes, n'a pas encore atteint une échelle significative.

Williams et al (1993) ont étudié la « conception de l'assurance-récolte et de l'aide en cas de catastrophe pour le sorgho de blé et de céréales » (nom de la culture). Dans cette étude, ils ont comparé l'efficacité de deux modèles d'assurance-récolte, deux modèles d'aide aux sinistrés, une assurance-récolte et un produit du gouvernement programmé pour réduire le risque de rendement net des exploitations de sorgho. Ils utilisent l'analyse de la dominance stochastique de la distribution des revenus nets pour identifier là où sont les préférences sur plusieurs intervalles de risque. Pour cette raison, ils ont examiné six stratégies :

a) la participation au programme gouvernemental de produits de base uniquement, b) la participation au programme gouvernemental de produits de base et l'achat d'assurance-récolte individuelle; c) programme gouvernemental de produits de base et achat d'assurance-récolte régionale; d) participation à un programme de versements compensatoires / assurance-récolte lié au gouvernement; e) participation au programme de produits de base du gouvernement et assistance dans le cadre d'un programme individuel d'assistance en cas de catastrophe; et f) la participation au programme gouvernemental de produits de base et la réception de l'assistant en cas de catastrophe dans le cadre d'un programme régional d'aide en cas de catastrophe.

L'analyse empirique montre que les producteurs de blé et de sorgho préféreraient un programme d'assurance-récolte ou d'aide en cas de catastrophe en plus du programme de produits de base du gouvernement. Ils ont également mentionné que l'assistance en cas de catastrophe est préférable à la souscription à une police d'assurance récolte.

Arañee (2011) examine l'impact des cultures sur la consommation d'assurance non-vie. Il utilise des variables économiques, institutionnelles et culturelles de 82 pays sur une période de 10 ans. En utilisant les techniques de bootstrap, il montre que les nations les plus faibles, avec un niveau élevé d'individualisme et un degré élevé d'évitement de l'incertitude ont tendance à avoir un niveau élevé de consommation d'assurance non-vie. Les résultats empiriques suggèrent que les consommateurs peuvent répondre aux sollicitations d'assurance en fonction de leur croyance culturelle, et non de leurs seules rationalités économiques.

Fazelbeigi et Yavari (2010) constatent que les obstacles à l'assurance sont le manque de respect des cadres économiques, les problèmes dans le système statistique, le manque de concurrence dans le secteur des services et le manque de suivi et d'évaluation. En outre, ils ont trouvé les menaces auxquelles les assureurs sont confrontés: il s'agit d'entités de production inappropriée, terres dégradées, l'absence de normes de production et l'existence de systèmes d'exploitation médiocres.

Claassen et al. (2011) et Miao, Feng et Hennessy (2011) sont les études les plus complètes et les plus récentes sur les questions d'assurance-récolte et d'utilisation des terres aux Etats-Unis. Ils utilisent une combinaison de techniques économétriques et de simulation et améliorent la littérature antérieure en se concentrant sur les terres marginales (une partie critique des plaines septentrionales qui comprennent une grande partie de la région des cuvettes des Prairies).

En distinguant les types de prairies convertis et en utilisant des données sur le terrain plutôt que des données au niveau du comté. Leurs conclusions sont conformes à la littérature antérieure, à savoir que l'effet de l'assurance-récolte subventionnée dans la mise en culture des terres marginales est statistiquement significatif mais faible, inférieur à 1 pour cent.

En particulier, Miao et al (2011) estiment que l'effet des prix des cultures est beaucoup plus important que les subventions à l'assurance-récolte sur la conversion des terres marginales. Ils constatent qu'une diminution de 5% du taux de subvention des primes d'assurance-récolte fait en sorte que 0,6% des terres cultivées assurées sont converties en terres non cultivées. Alors qu'une baisse de 5% des prix des cultures entraîne la conversion de 1,01% des terres cultivées assurées en terres non cultivées.

Au-delà du faible effet expansionniste sur la conversion des prairies en terres cultivées, l'assurance culture a des effets compensateurs sur les terres cultivées sous la forme d'une utilisation moindre d'autres stratégies de réduction des risques, telles que l'utilisation intensive de produits chimiques. Les résultats empiriques des grandes plaines suggèrent que les agriculteurs qui achètent une assurance-récolte utilisent moins d'intrants chimiques (Smith et Goodwin, 1996). Des résultats similaires ont été obtenus dans Babcock et Hennessy (1996) pour le maïs Iowa. Smith et Goodwin (1996) et Babcock et Hennessy (1996) ont réfuté les résultats contradictoires de l'étude antérieure de Horowitz et Lichtenberg (1993). Smith et Goodwin (1996) ont conclu que les conséquences environnementales ne devraient pas être à la base des efforts visant à persuader les législateurs de mettre fin au programme d'assurance culture.

Nwosu et al (2012) dans son étude sur «La performance des producteurs de cultures vivrières nigériens dans l'État d'Imo, au sud-est du Nigéria», Ils évaluent les performances de production de cultures vivrières des agriculteurs qui ont adopté le régime d'assurance agricole mis en place en 1984 et l'influence de caractéristiques socio-économiques sur la production des agriculteurs. Des données primaires et secondaires ont été utilisées dans l'étude. Les données primaires ont été obtenues à partir de 77 producteurs de cultures vivrières sélectionnés par sondage aléatoire simple parmi une liste de 145 agriculteurs dans le cadre du régime d'assurance de l'État d'Imo. Le Z-test et le modèle de régression multiple ont été utilisés pour déterminer l'impact et l'influence des caractéristiques socio-économiques telles que l'âge, l'expérience agricole, éducation, etc., sur la production des agriculteurs,

respectivement. Le Z-test de l'impact du programme sur la production des agriculteurs a montré qu'il y avait un changement significatif de la production des agriculteurs après l'assurance. Les résultats des analyses des caractéristiques socio-économiques des agriculteurs interrogés ont montré que la majorité (66,23%) des agriculteurs échantillonnés sont des hommes. Il a également montré que la majorité (46,75%) des agriculteurs échantillonnés se situait dans la tranche d'âge de 41 à 50 ans. En outre, plus de 70% des agriculteurs assurés avaient un enseignement secondaire et supérieur. Le Z-test a montré que la production agricole des agriculteurs avait augmenté après l'application du régime d'assurance.

La production agricole moyenne était de 16,01 tonnes métriques avant l'assurance mais 21,66 tons métriques après assurance. L'analyse de régression multiple sur l'influence de caractéristiques socio-économiques de la production agricole après l'assurance a montré que le niveau d'éducation, l'expérience agricole, la taille de la ferme et le nombre de technologies utilisées dans la ferme sont des variables significatives alors que l'âge, le sexe et la taille du ménage sont non significatifs. L'étude recommande donc de redoubler d'efforts pour sensibiliser les producteurs sur les objectifs louables du régime d'assurance de cultures vivrières (en particulier dans la recherche de la sécurité alimentaire par la nation).

Adisak et al (2010) dans leur étude intitulée «Modélisation mathématique pour l'estimation de la prime d'assurance culture: Etude de cas de la compensation totale de primes égaux» construisent un modèle mathématique pour estimer la prime d'assurance-récolte pour le cas de l'indemnisation totale des dommages-intérêts. Ils étudient également les secours accordés par le gouvernement thaïlandais aux agriculteurs qui ont connu des inondations. La portée de cette recherche est une assurance-récolte couvrant les dommages causés par les inondations. Le résultat montre que le coût d'assurance prévu (prime) pour chaque ménage d'agriculteur pourrait être calculé par le produit d'une valeur de compensation attendue pour chaque inondation et d'un nombre prévu de demandes d'indemnisation.

Gideon et al (2014) analysent la disposition de payer pour l'assurance du prix du cacao au Ghana dans l'industrie cacaoyère en utilisant la méthode de l'évaluation contingente sur des données collectées auprès de 201 producteurs de cacao dans le district de Bibiani-Anhiawso-Bekwai au Ghana. Un modèle sous contrainte est utilisé pour déterminer les facteurs influençant l'adoption par les agriculteurs de l'assurance prix du cacao et les primes que les agriculteurs sont prêts



à payer. Les résultats empiriques de l'étude révèlent que l'intérêt des agriculteurs pour l'assurance prix du cacao était affecté par la diversité des variables explicatives telles que l'état matrimonial, le nombre d'années de cacao culture, niveau d'éducation, taille du ménage, taille de l'exploitation, propriété des terres agricoles pour l'agriculture, l'âge de la plantation de cacao, l'âge au carré de la plantation de cacao, les agriculteurs étant conscients du régime d'assurance et revenus de la ferme cacaoyère. D'autre part, la prime que les agriculteurs étaient disposés à payer est fortement influencée par l'état matrimonial, les réalisations, l'utilisation des terres agricoles à des fins agricoles, sensibilisation des agriculteurs au régime d'assurance. Les producteurs de cacao sont en moyenne disposés à payer entre 9,3% et 10,5% de la valeur de l'option qu'ils ont l'intention de recevoir en prime en fonction de la valeur. L'étude recommande de porter une attention particulière à l'éducation à l'assurance des agriculteurs.

Zelda et al (2018) examine les effets des conditions météorologiques et de l'assurance sur les revenus nets des cultures en utilisant l'approche de régression variable instrumentale sur un modèle ricardien. L'étude identifie les facteurs influençant l'achat d'une assurance chez les agriculteurs en utilisant un modèle probit. Les données de l'étude ont été collectées auprès d'un échantillon représentatif d'agriculteurs de trois provinces sélectionnées d'Afrique du Sud. Les résultats ont indiqué que la possession d'une assurance, le nombre de travailleurs employés, la taille des terres agricoles irriguées et les précipitations avaient des effets importants sur le revenu net. Il a également été révélé que l'expérience, illustrée par des années d'exploitation et de revenus, avait influencé l'adoption de l'assurance par les agriculteurs. En conséquence, ils préconisent la mise en place d'installations d'irrigation efficaces et la promotion de l'assurance auprès des agriculteurs.

## 2. MÉTHODOLOGIE

Dans cette section nous présenterons le modèle cumulé des sinistres, le modèle linéaire général.

### 2.1. Le modèle du montant cumulé des sinistres

En pratique, un assuré peut être à l'origine de 0, un ou plusieurs de sinistres. Notons  $Y_{ij}$  le coût du jème sinistre de l'assuré  $i$ ,  $X_i$  la charge annuelle pour l'assuré  $i$  et  $K_i$  le nombre de sinistres pour cet assuré.

$$X_i = Y_{i1} + Y_{i2} + \dots + Y_{iK_i} \quad (1)$$

Le nombre  $K_i$  est une variable aléatoire et les coûts  $Y_{ij}$  sont aussi des variables aléatoires. La charge totale aléatoire pour l'assureur est la somme des sinistres imputables à chacun des assurés. On peut cesser de s'intéresser à l'identification des sinistres propres à chaque assuré en posant :

$$N_s = K_1 + K_2 + \dots + K_{na} \quad (2)$$

Où  $na$  représente le nombre d'assurés. On peut alors réécrire :

$$\sum_{i \leq na} X_i = \sum_{i \leq na} \sum_{j \leq K_i} Y_{ij} = \sum_{i \leq N_s} Y_{i1} \quad (3)$$

En renumérotant les sinistres, abstraction faite de l'assuré qui leur a donné naissance. Sous réserve de faire deux hypothèses, on peut alors calculer l'espérance et la variance de la charge de sinistres.

## 2.2. Les hypothèses du modèle

Deux hypothèses sont formulées : le premier sur l'indépendance et la stationnarité des coûts de sinistre et le second sur l'indépendance des fréquences et des coûts.

### Hypothèse 1 : Indépendance et stationnarité des coûts de sinistres

Les variables aléatoires  $Y_{ij}$  sont indépendantes et identiquement distribuées (iid). Cette hypothèse nécessite que l'on considère les valeurs actualisées (par un taux d'« inflation » judicieusement choisi...) des montants de sinistres observés sur de longues périodes.

### Hypothèse 2 : Indépendance fréquence-coût

La distribution commune des  $Y_{ij}$  ne dépend pas de la valeur prise par  $K_i$ . Cette hypothèse n'est pas toujours vérifiée dans la réalité (d'où l'intérêt des zones tarifaires qui « décorrèlent » fréquence et coût des sinistres).

## 2.3 Les paramètres du modèle : espérance et variance de la charge cumulée des sinistre

Les hypothèses énoncées ci-dessus permettent d'obtenir des propriétés intéressantes de l'espérance et de la variance.

## Espérance de la charge sinistre

La prime pure est donnée par la formule suivant: Prime pure = Charge totale / NbContrats

$$E(X) = E(K) \cdot E(Y)$$

Ce que l'on exprime souvent, pour un contrat, par Prime pure = fréquence  $\times$  coût moyen

## Variance de la charge sinistre

$$V(X) = E(K) \cdot V(Y) + V(K) \cdot E^2(Y) \quad (4)$$

## 2.4. Cadre économétrique : le Modèle Linéaire Généralisé

L'objectif de cette section est de prévoir la fréquence / la charge du sinistre ( $N/Y$ ) pour un client. La méthodologie utilisée consiste à trouver le lien entre ( $N$  ou  $Y$ ) avec les variables explicatives disponibles au niveau de la base de données. En d'autres termes, trouver le prédicteur linéaire  $\beta(\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_p)$  qui répond à la relation suivante:

$$E(N/X) = \mu = g^{-1}(X\beta) \quad (5)$$

### 2.4.1. Hypothèses contraignantes pour l'application de la régression linéaire

L'estimation de l'espérance conditionnelle de la fréquence ou de la charge revient à identifier la fonction  $\varphi$  tel que:

$$E(N/X = x) = \varphi(x)$$
$$N = \varphi(X_1, X_2, \dots, X_p) + \varepsilon$$

où:  $\varphi: R_p \rightarrow R$

Cette écriture suppose un modèle linéaire. Cette hypothèse provient du fait que l'estimation d'une fonction sur  $R_k$  est trop complexe numériquement. Or, le comportement de la fréquence et la charge du sinistre n'est pas linéaire. Les coûts des sinistres par exemple, quand ils se concrétisent, suivent une densité très asymétrique clairement non gaussienne. Souvent, les données montrent aussi un coefficient de variation  $\sigma/\mu$  constant plutôt qu'une variance constante (propriété fondamentale dans le modèle linéaire).

## 2.4.2. Lois autorisées et rétablissement de la linéarité

Les modèles linéaires généralisés sont une extension du modèle linéaire Gaussien, obtenu en autorisant d'autres lois (conditionnelles) que la loi Gaussienne. La théorie des GLM bénéficie d'un avantage par rapport aux modèles linéaires classiques : le caractère normal de la variable à expliquer n'est plus imposé ainsi que la normalité des distributions des résidus. Seule l'appartenance à une famille exponentielle est indispensable.

Soit  $Y$  la variable Aléatoire à expliquer avec  $\mu = E(N/X = x) = \varphi(x)$ , le prédicteur linéaire constitué par une fonction linéaire des variables explicatives  $X$

$$\varphi = (X_1, X_2, \dots, X_p) = X\beta \quad (6)$$

On alors besoin d'une fonction de lien  $g$  pour établir le lien linéaire entre  $\mu$  et les variables explicatives  $X$ :

$$g(\mu) = \varphi = (X_1, X_2, \dots, X_p)$$

$$f_\gamma(y_i, \theta_i, \phi) = \exp \left\{ \frac{y_i \theta_i - b(\theta_i)}{a(\phi)} + c(y_i, \phi) \right\} \quad (7)$$

Avec  $a(\cdot)$ ,  $b(\cdot)$  et  $c(\cdot)$  des fonctions spécifiques Le paramètre  $\theta$  est appelé paramètre naturel de la famille exponentielle. Le paramètre  $\phi$  est appelé paramètre de dispersion. Il s'agit d'un paramètre de nuisance ne dépendant pas de l'observation  $y_i$ . Cette formulation inclut la plupart des lois usuelles comportant un ou deux paramètres : gaussienne, gaussienne inverse, gamma, poisson, binomiale..., en remplaçant  $\theta$ ,  $\phi$ ,  $a(\cdot)$ ,  $b(\cdot)$  et  $c(\cdot)$  par les paramètres de ces lois de la manière suivante :

■ TABLEAU 1 *Lois autorisées*

DISTRIBUTION	$\theta_i$	$b(\theta_i)$	$\phi$	$\mu_i$
Bernoulli $B(1, \pi_i)$	$\ln\left(\frac{\pi_i}{1-\pi_i}\right)$	$\ln(1 + \exp(\theta_i))$	1	$\pi_i = \frac{\exp(\theta_i)}{1 + \exp(\theta_i)}$
Poisson $P(\lambda_i)$	$\ln(\lambda_i)$	$\exp(\theta_i)$	1	$\exp(\theta_i) = \lambda_i$
Normale $N(\mu_i, \sigma^2)$	$\mu_i$	$\frac{\theta_i^2}{2}$	$\sigma^2$	$\theta_i = \mu_i$
Gamma $\gamma\left(v, \frac{v}{\mu_i}\right)$	$-\frac{1}{\mu_i}$	$-\ln(-\theta_i)$	$\frac{1}{v}$	$-\frac{1}{\theta_i} = \mu_i$
Inverse Gaussienne $IG(\mu_i, \sigma^2)$	$-\frac{1}{2\mu_i^2}$	$-(-2\theta_i)^{1/2}$	$\sigma^2$	$\frac{1}{(-2\theta_i)^{1/2}} = \mu_i$

Source : Auteur

### 2.4.3. Rétablissement de la linéarité : fonction de lien

Maintenant que  $N$  ou  $Y$  peuvent suivre n'importe quelle loi exponentielle, on a besoin d'une fonction de lien appropriée  $g$  qui peut les lier à un prédicteur linéaire. Il existe plusieurs fonctions de lien, celles qu'on utilise fréquemment est la fonction de lien canonique. C'est-à-dire la fonction  $g$  qui permet de relier l'espérance au paramètre naturel  $\theta$ :  $g(\mu) = \theta$ .

Chacune des lois de la famille exponentielle possède sa propre fonction de lien canonique. Exemple: La loi normale: le lien est «identity»,  $\mu = \theta$ .

## 2.5. Modélisation de la fréquence et du coût des sinistres

Cette sous-section comprend deux parties: La première propose les modèles concurrents pour estimer la fréquence des sinistres. Dans la deuxième partie, nous proposons deux modèles pour déterminer les coûts des sinistres.

### 2.5.1. Modélisation de la fréquence

La modélisation des variables de comptage et du coût des sinistres est une tâche courante en assurance. Pour les données de comptages, le modèle de régression de Poisson est souvent d'une utilité limitée, car les ensembles de données de comptage empiriques présentent généralement une dispersion excessive et/ou un nombre excessif de zéros. Le premier problème peut être résolu en étendant le modèle de régression de Poisson simple dans diverses directions: par exemple, en utilisant des covariances en sandwich ou en estimant un paramètre de dispersion supplémentaire (dans un modèle dit quasi-Poisson). Un autre moyen plus formel consiste à utiliser un binôme négatif (NB) régression. Tous ces modèles appartiennent à la famille des modèles linéaires généralisés (GLM, voir Nelder et Wedderburn, 1972; McCullagh et Nelder, 1989). Cependant, bien que ces modèles puissent généralement bien capturer la dispersion excessive, ils sont dans de nombreuses applications, pas suffisant pour modéliser les zéros en excès. Depuis Mullahy (1986) et Lambert (1992), il y a une augmentation de l'intérêt, tant dans la littérature économétrique que statistique, dans les modèles zéro augmentés qui résolvent ce problème en utilisant un deuxième composant du modèle qui enregistre zéro nombre. Modèles de haies (Mullahy 1986) associent une composante de comptage tronqué à gauche et une composante de seuil censuré à droite. Les modèles zéro

inflation (Lambert 1992) adoptent une approche quelque peu différente: ce sont des modèles mélange qui combinent une composante de comptage et une masse ponctuelle à zéro. Une explication des méthodes d'estimation et des contraintes de ces modèles est fournie par Cameron et Trivedi (1998, 2005).

### 2.5.1.1. Régression de Poisson

Nous supposons que  $Y_i/X_i \sim P(\mu_i)$  avec  $\log \mu_i = X_i \beta + \log(N_i)$ . Nous allons dans un premier temps mettre en évidence le problème de sur-dispersin (variance supérieur à la moyenne). Un paramètre de dispersion  $\phi$  en vue de relâcher les hypothèses de restriction sur la variance  $V(Y_i/X_i) = \phi \mu_i$ . Le paramètre n'affecte pas l'estimation des coefficients du modèle mais fournit un terme de correction. Mc Cullagh et Nelder (1989) recommande l'estimation de  $\phi$  par le ratio entre la statistique du Chi-deux de Pearson et son degré de liberté:

$$\phi = \frac{\sum_{i=1}^n \left( \frac{Y_i - \mu_i}{V(\mu_i)} \right)^2}{n - p}$$

### 2.5.1.2. Modèle binomial négative

Une voie pour modéliser la sur-dispersion des données de comptage est de supposer une distribution binomiale négative pour  $Y_i/X_i$  qui peut être considérée comme un mélange d'une distribution gamma et de poisson. La paramétrisation de cette fonction de densité de probabilité est:

$$f(y; \mu, \theta) = \frac{\Gamma(y + \theta)}{\Gamma(\theta) \cdot y!} \cdot \frac{\mu^y \cdot \theta^\theta}{(\mu + \theta)^{y+\theta}} \quad (1)$$

Avec  $\mu$  et le paramètre  $\theta$ ;  $\Gamma(\cdot)$  est la fonction gamma. Pour une valeur de  $\theta$  fixée, on a la fonction de type (1) et c'est un cas particulier du modèle linéaire général (GLM). La variance est égale à:

$$V(\mu) = \mu + \frac{\mu^2}{\theta}$$

### 2.5.1.3. Régression de Poisson zero-inflated

Lambert (1992) a introduit la régression zero-inflated pour régler les de sur-dispersion. faisant appel à La modélisation se fait en deux étapes. Dans la première étape, un modèle logit est estimé pour

déterminer la probabilité que le nombre de sinistre prenne la valeur zéro ou non. Ensuite, un modèle de Poisson est estimé pour déterminer les effectifs. La fonction de densité est :

$$f(Y_i/X_i) = \begin{cases} p_i + (1 - p_i)e^{-\mu_i}, & Y_i = 0 \\ (1 - p_i) \frac{e^{-\mu_i} \mu_i^{Y_i}}{Y_i!}, & Y_i > 0 \end{cases} \quad (2)$$

Où  $\log \mu_i = X_i \beta + \log(N_i)$ ,  $p_i = \frac{e^{X_i \alpha}}{1 + e^{X_i \alpha}}$

Et  $(1 - p_i)$  est la probabilité que  $Y_i$  suive une loi de poisson de paramètre  $\mu_i$ .

Pour  $i = 1, \dots, N$ . La moyenne et la variance de la variable aléatoire du modèle ZIP sont :  $E(Y_i) = (1 - p_i)\mu_i$  et  $V(Y_i) = (1 - p_i)\mu_i(1 + p_i\mu_i)$ . Si  $Y_i$  suit une distribution ZINB alors :

$$f(Y_i/X_i) = \begin{cases} p_i + (1 - p_i) \left( \frac{1}{1 + \tau \mu_i} \right)^{\tau^{-1}}, & \text{si } Y_i = 0 \\ (1 - p_i) \frac{\Gamma(\tau^{-1} + Y_i)}{\Gamma(\tau^{-1})(Y_i!)} \left( \frac{\tau \mu_i}{1 + \mu_i} \right)^{Y_i}, & \text{si } Y_i > 0 \end{cases} \quad (3)$$

Pour  $i = 1, \dots, N$ . la moyenne et la variance de la variable aléatoire du modèle ZINB sont  $E(Y_i) = (1 - p_i)\mu_i$  et  $V(Y_i) = (1 - p_i)\mu_i(1 + (\tau + p_i)\mu_i)$ . Ou  $\tau$  est un paramètre de sur-dispersion. Le modèle ZINB se réduit au modèle ZIP lorsque  $\tau \rightarrow 0$ .

## 2.5.2. Modélisation du cout moyen des sinistres

### 2.5.2.1. La loi log normale

La loi log normale est une loi qui permet la modélisation de données à peu près symétriques ou asymétriques vers la droite. Une variable aléatoire  $X$  suit une loi log normale lorsque son logarithme suit une loi normale. La densité de probabilité de cette loi s'écrit de la manière suivante :

$$f(x) = \frac{1}{x} \frac{1}{\beta \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2} \left( \frac{\ln(x) - \alpha}{\beta} \right)^2}, \quad x > 0 \quad (4)$$

Avec

$$\alpha = E(\ln(X)) \text{ Espérance mathématique de } \ln(X)$$

Et

$$\beta = \sigma_{\ln(x)} \text{ Écart type de } \ln(X)$$

D'où les moments de la variable aléatoire  $X$  sont:

$$\delta_x = E(X) = e^{\left(\delta_{\ln(x)} + \frac{\sigma_{\ln(x)}}{2}\right)} \quad (5)$$

La variance est:

$$\sigma_x^2 = V(X) = e^{2(\delta_{\ln(x)} + \sigma_{\ln(x)}^2)} \left( \frac{e^{\sigma_{\ln(x)}^2} - 1}{e^{\sigma_{\ln(x)}^2}} \right) \quad (6)$$

Le modèle de régression du coût moyen découlant de la log-normale en tenant compte des variables de risques s'écrit comme suit:

$$CM_i \sim \text{log-normale}(\delta_x)$$

### 2.5.2.2. La loi Gamma

Une variable aléatoire réelle suit une loi gamma de paramètres  $\gamma$  et  $a$ , si et seulement si sa densité de probabilité est donnée par la formule suivante:

$$f(x) = \frac{\gamma^a}{\Gamma(a)} x^{a-1} e^{-\gamma x}, \quad x \geq 0 \quad (7)$$

D'où les moments de la variable aléatoire réelle  $X$  sont:

La moyenne:

$$\theta_x = E(X) = \frac{a}{\gamma} \quad (8)$$

La variance

$$\sigma_x = V(X) = \frac{a}{\gamma^2} \quad (9)$$

Le modèle de régression du coût moyen découlant de la loi gamma en tenant compte des variables de risques et de la fonction de lien log s'écrit comme suit:

$$CM_i \sim \text{gamma}(\theta_x)$$



## 3. DONNÉES UTILISÉES

Cette section donne la source des données, expose les différentes variables contenues dans la base de données et le profil des sinistres auxquels les agriculteurs sont exposés.

### 3.1. Sources des données

L'application de cette méthode de tarification nécessite une expérience de sinistres. Nous avons à notre disposition des données provenant du portefeuille de la CNAAS de 2017-2018.

Les données proviennent de trois sources : les statistiques sur la production et les sinistres de la CNAAS et les données de production agricole de l'Agence Nationale de la Statistique et de la Démographie, de la Direction de l'Analyse de la Prévision et des Statistiques Agricoles.

La source première de données dont dispose l'actuaire pour modéliser les risques, et construire un tarif segmenté est la base constituée à partir des informations collectées dans les formulaires de souscription. Les données sur les assurés proviennent de la Compagnie Nationales d'Assurance Agricole, elles sont stockées dans une base appelée «Bordereau des sinistres». Elles sont observées sur deux ans (2017 à 2018). La base de données contient dix-huit (18) variables. Les variables sont : Numéro de police : ce champ permettra de lier la base de données «assurés» avec celle des contrats ainsi que celle des sinistres.

Le numéro du client «n° client» : il correspond à la référence client attribuée à la souscription du contrat. L'utilisation de cette variable se révélera importante car elle permettra d'effacer les doublons et d'éviter de compter deux fois la même personne dans notre étude (ce sera notre clé primaire). Le numéro d'inscription «n° inscription» permet de suivre l'ordre dans lequel les clients ont souscrit à une police d'assurance. La date d'effet est la date à partir de laquelle le contrat prend effet. La date d'échéance est celle où le contrat prend fin. La variable région comprend les 14 régions du Sénégal ; le Département comprend les 44 départements du Sénégal, la variable commune et communauté rural détermine la collectivité publique ou le souscripteur de la police d'assurance réside et où est localisé le bien assuré. La variable assuré donne la personne physique ou le groupement ayant

souscrit à une police. La variable «Facture» matérialise le numéro de la facture du client suite au paiement de la prime. La variable «branche» donne la branche dans laquelle la police d'assurance est souscrite, elle comporte 4 modalités : récolte, élevage, volaille, équipement. La variable «sup» donne la superficie du champ assuré dans la branche récolte. La donnée «Valeur assurée» traduit la valeur en franc CFA du bien assurée.

«NS» donne le nombre de sinistre subit par une police quelconque. «MS» donne le coût du sinistre. La variable «PNT» représente la prime nette totale que devrait encaisser la compagnie. «PNA» représente la prime nette payé par l'assuré qui est égale à 50% de la PNT et «PNB» est la prime nette bonifiée payé par l'Etat qui a subventionné 50% de la prime. «Frais et accessoires» sont les coûts supportés pour l'acquisition du contrat. «Taxe d'enregistrement» représente la taxe payée suite à l'enregistrement du contrat. «PTTCA» est la prime toute taxes comprise assuré. «CA» est le chiffre d'affaire réalisé, c'est la somme de la prime nette total (PNT) et des frais et accessoires. «CATTC» représente le chiffre d'affaire toute taxe comprise et égal au chiffre d'affaire auquel on ajoute la taxe d'enregistrement.

## 3.2. Profil des sinistres

Le nombre de polices observé est égal à 4 853. Le nombre de sinistres est estimé à 1 661 soit une fréquence moyenne des sinistres de 34,2%. La production (prime) enregistrée en 2017 et 2018 est de 1,293 milliard de FCFA contre un versement d'indemnité de 438 millions, soit un taux moyen de sinistralité de 34% en moyenne. L'indemnité moyenne est de 264 milles FCA. Par rapport à la superficie, l'indemnité moyenne est de 68 milles FCFA par hectare et une prime moyenne de 201 milles par hectare. Les taux de sinistralités les plus élevés sont constatés avec les criquets pèlerins, la présence simultanée de pucerons et de déficit pluviométrique, d'oiseaux granivores et d'inondation pluviale, la présence de maladie, de mort naturel du bétail, de déficit pluviométrique et de nématodes.

Nous constatons la présence simultanée de sinistres. En effet, les interactions relevées sont déficit pluviométrique/pucerons et oiseaux granivores/Inondation pluviale mais leurs fréquences sont faibles et avec respectivement comme valeur 1 et 6 sinistres (tableau 2).

■ TABLEAU 2 Profil sinistre

NATURE SINISTRE	INDEMNITÉ (I) (× 1 000)	NS	MOY IND (× 1 000)	PRIME TOTAL (× 1 000)	S/P	SUPERF	I/HA (× 1 000)	PRIME/HA
Accident	7 768	24	324	10 800	72 %			
Animaux sauvages	39 562	179	221	257 000	15 %	1 210	33	212
Canards sauvages	17 260	170	102	176 000	10 %	511	34	344
Criquets pèlerins	363	20	18	59	615 %	2	182	30
Def. pluvio/pucerons	1 080	1	1 080	20	5 400 %	5	216	4
Def. Pluviométrique	625	9	69	560	112 %	6	104	93
Inondation(accident,irrigation)	5 808	15	387	57 100	10 %	116	50	492
Inondation pluviale	13 326	168	79	93 600	14 %	104	128	900
Invasion pucerons	108	1	108	–		13	8	–
Maladie	60 843	190	320	42 000	145 %	17	3 579	2 471
Mort naturelle	6 397	18	355	5 031	127 %			
Nématodes	2 025	2	1 013	1 921	105 %	15	135	128
Oiseaux granivores	262 121	713	368	469 000	56 %	3 498	75	134
Oiseaux granivores / inondation pluviale	575	6	96	258	223 %	5	115	52
Oiseaux sauvages	18 948	146	130	173 000	11 %	939	20	184
Pourriture collet	1 713	8	214	5 272	32 %	4	428	1 318
Vague de chaleur				2 017	0 %			
<b>Total général</b>	<b>438 522</b>	<b>1 661</b>	<b>264</b>	<b>1 293 638</b>	<b>34 %</b>	<b>6 445</b>	<b>68</b>	<b>201</b>

### 3.3. Les variables du modèle

Les variables retenues sont au nombre de neuf (9) dont deux variables endogènes (le nombre de sinistres et le coût moyen d'un sinistre) et sept variables exogènes dont cinq sont dichotomiques (1 : si le risque s'est réalisé sur l'assuré et 0 : sinon) et une quantitative en l'occurrence la superficie.

#### Animaux sauvage

L'homme et la faune sauvage se disputent de plus en plus l'espace vital, accroissant d'autant les risques de conflits, les menaces aux vies humaines et aux moyens d'existence. Les zones agricoles, avec leurs herbages et leurs cultures variées, exercent une forte attraction sur la faune sauvage, surtout si elles sont voisines de zones de quiétude telles que haies, friches, bois ou massifs forestiers. La nourriture y est en effet abondante et le dérangement minime. Cette cohabitation entre l'activité agricole, à destination économique, et la fréquentation par la faune sauvage ne pose souvent le problème des dégâts qu'en cas de surpopulation de cette dernière.

L'ampleur des dommages causés aux productions agricoles est en relation complexe avec la dynamique et la densité de population locale, le régime alimentaire et la taille corporelle des espèces responsables, ainsi qu'avec la capacité d'accueil du milieu.

#### Canard sauvage

Les dommages causés par les oiseaux d'eau dans les cultures sont élevés. Les paysans connaissent le risque, mais ne peuvent prévoir l'emplacement des dégâts, bien que les risques soient plus forts au centre du casier, près d'une mare par exemple, que sur les bords, ou en cas de retard dans le drainage des rizières, ou encore à proximité de défauts dans la culture (tâches d'eau libre). En fait, le risque de dégâts de canards est du même type que celui de la grêle dans les pays tempérés ou du risque de passage des criquets migrateurs en zones tropicales

Enfin, la perception des dégâts est plus aiguë si les récoltes sont mauvaises : les prédateurs prélèvent alors une part indispensable de la nourriture des paysans et de leur famille et non plus seulement une partie des surplus de récolte lorsque les conditions culturales (pluviométrie, crues...) ont été bonnes.

## Les risques sanitaires : les maladies

Les contours exacts du risque sanitaire sont difficiles à cerner. Les maladies (animales et végétales) en font évidemment partie. Les ravageurs (insectes, nématodes, rongeurs...) peuvent également y être rattachés. Il en est de même pour les micro-organismes et les substances chimiques qui, lorsqu'ils dépassent un certain seuil, menacent la sécurité alimentaire des consommateurs, même s'ils n'entraînent pas de pertes quantitatives de production, voire pas de baisse de la qualité apparente des produits. À la différence des aléas climatiques, la plupart de ces phénomènes sont, au moins en partie, maîtrisables par l'agriculteur; en revanche des risques nouveaux apparaissent régulièrement. Les maladies végétales peuvent également être divisées en deux groupes: (i) Les maladies «à caractère exceptionnel», face auxquelles n'existe aucun traitement efficace et contre lesquelles on ne peut lutter qu'en détruisant les plantes infectées; (ii) les pathologies «courantes» qui, ponctuellement, peuvent conduire à des pertes de production substantielles mais qui peuvent être maîtrisées par des traitements curatifs ou préventifs.

### Criquets pèlerins

Les essaims de criquets pèlerins sont depuis des siècles une menace pour la production agricole en Afrique de l'Ouest. Les moyens de subsistance de la population peuvent être affectés par cet insecte vorace. Le criquet pèlerin est potentiellement le plus dangereux des criquets ravageurs en raison de la capacité des essaims de voler rapidement sur de grandes distances. Il a de deux à cinq générations par an.

### Oiseaux granivores

Les oiseaux granivores se nourrissent de graines et ont un impact négatif sur les rendements. L'invasion des oiseaux granivores engendrent de grosse perte de production

### Oiseaux sauvages

On distingue ici les autres oiseaux des oiseaux granivores.

### La superficie

La superficie utilisée par les agriculteurs a un impact sur la fréquence des sinistres agricoles. En effet plus la superficie cultivée augmente plus le nombre de sinistre aura tendance augmenter.

## Nombre de sinistre

Cette variable est une variable de comptage (entier naturel) et représente le nombre de fois qu'un sinistre se réalise.

## Coût des sinistres

Cette variable donne les indemnités supportées par l'assureur pour faire face à un sinistre.

# 4. PRÉSENTATION DES RÉSULTATS

Dans cette section, nous présenterons d'abord les résultats sur la fréquence des sinistres ensuite le modèle sur la distribution des coûts.

## 4.1. Le modèle de fréquence des sinistres

Les estimations obtenues pour les trois modèles mis en œuvre sont présentées dans le tableau 2. La statistique de test du rapport de vraisemblance comparant les modèles binomial négative (NBreg), zéro-inflation poisson (ZIP) et zéro-inflation négative binomial (ZINB) au modèle au Poisson indique un large rejet du modèle de Poisson, également rejeté contre le modèle zero-infated. Les critères de choix de modèle AIC et BIC viennent appuyer ces conclusions malgré l'augmentation importante du nombre de paramètres. Nous souhaitons maintenant comparer les capacités de prédiction des différents modèles.

Le test de vraisemblance pour la sur-dispersion comparant le NB au Poisson, qui teste  $H_0: \alpha = 0$ , donne une statistique de 948,67. L'estimation de  $\alpha$  est 2,246 (0,243), ce qui est significativement différent de 0. Le modèle NBreg est donc préféré au modèle de Poisson. La régression ZIP a donné une log-vraisemblance de -1835,034; tandis que le ZINB a donné une logvraisemblance de -1035,304 avec une estimation de  $\alpha$  égale à 2,04 (s.e. 0,25). Les modèles ZIP et ZINB étant imbriqués, ils peuvent être comparés en utilisant le test de vraisemblance pour la sur-dispersion dans le test  $H_0: \alpha = 0$ , la statistique du chi-deux est égale à 1 425,90 avec une probabilité  $\Pr\{\chi^2 \geq 1425,90\} = 0$ . L'hypothèse nulle  $\alpha = 0$  est rejetée, ce qui permet de préférer le ZINB au-dessus du ZIP. Poisson et ZIP ainsi que NB et ZINB ne sont pas imbriqués; par conséquent, les modèles ne peuvent pas être comparés à l'aide du test Log-vraisemblance. Nous avons utilisé le test Vuong

pour les modèles non imbriqués. Le test de Vuong pour le ZIP par rapport au Poisson a donné un  $z$  égal à 6.85, permet de retenir le modèle ZIP par rapport au Poisson ( $p < 0,0001$ ); de même, le test Vuong a soutenu le modèle ZINB sur NB ( $p < 0,0001$ ).

Les 4 modèles sont cohérents: augmentation du nombre de sinistres avec l'augmentation de la superficie, l'invasion des animaux sauvages, des criquets, des oiseaux sauvages, des oiseaux granivores, des maladies et de la présence de nématodes. Les tests montrent que le modèle ZINB est le meilleur. Dans la première équation (modèle de comptage du ZINB), toutes les variables de risques sont significatives au seuil de 1% avec un coefficient positif comme dans le modèle binomial négatif.

Pour chaque ensemble de coefficients du modèle ZINB dans le tableau 3, la première colonne montre la régression du nombre de sinistre, tandis que la deuxième colonne est la régression logit qui donne la probabilité d'avoir un sinistre. Les coefficients de l'équation du nombre de sinistre peuvent être interprétés de la même manière que ceux du modèle de Poisson.

## 4.2. Le modèle de sévérité des sinistres

Les histogrammes ci-dessous (figures 1 et 2) permettent de voir le cout moyen des sinistres s'ajuste à une loi, si la distribution de la variable est compatible avec la courbe de chacune des lois prédéterminées. Le graphique ci-dessous test la distribution à laquelle s'ajuste le coût moyen pour différence loi. Nous constatons que le coût moyen s'ajuste à la loi log-normale et à la loi gamma.

Pour déterminer si les données suivent une loi log-normal ou gamma, on compare les diagrammes QQ-Plot. La régression sur un plan des quantiles empiriques et théoriques des différentes distributions permet de constater que la distribution des coûts moyens s'ajuste à la loi gamma et log-normale. Les tests d'adéquation effectués par comparaison des fonctions de répartition conduit à conclure que le coût moyen des sinistres dépend aussi de plusieurs autres variables.

Pour choisir entre deux modèles (gamma et log-normale). Nous utiliserons les statistiques de la déviance, la statistique de Pearson et les critères AIC et BIC des deux modèles. La déviance et la statistique de Pearson sont des mesures de la qualité de l'ajustement d'un modèle linéaire généralisé. Ou plutôt, c'est des mesures du mauvais ajustement. Des valeurs plus élevés indiquent un ajustement. On remarque que la

■ **TABLEAU 3** *Modélisation de la fréquence et du coût des sinistres*

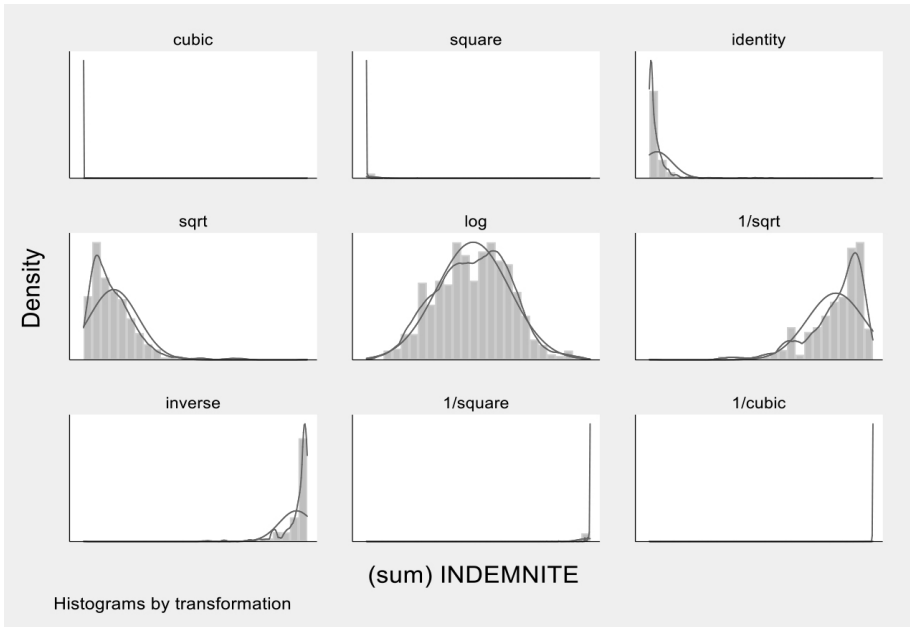
VARIABLES	POISSON ET NBREG		ZIP		ZINB		COÛT SINISTRE	
	Poisson	Nbreg	Poisson	Logit	Nbin	Logit	Gamma	Log-normal
Superficie	0,00313*** (0,000516)	0,00634*** (0,00183)	0,00307*** (0,000516)	-7,590*** (0,5058)	0,00687*** (0,00202)	-6,212*** (05001)		
Animaux sauvages	0,242 (0,246)	0,166 (0,208)	0,244 (0,228)	1,295*** (0,1012)	0,112 (0,197)	9,769*** (0,1003)	0,305*** (0,533)	0,407*** (0,304)
Criquets	0,617*** (0,0125)	0,540*** (0,0443)	0,619*** (0,0125)	1,809*** (0,1225)	0,527*** (0,0489)	1,473*** (121,1)	0,239** (0,449)	0,648*** (0,249) **
Canards sauvages	0,508** (0,231)	0,481** (0,214)	1,075*** (0,328)	9,016*** (0,7599)	1,051*** (0,314)	6,634*** (0,7535)	0,371** (0,482)	0,213*** (0,281)
Maladie	2,985*** (0,0248)	2,832*** (0,0878)	0,439*** (0,123)	-2,877*** (0,0176)	0,412*** (0,101)	-3,198*** (0,0906)	0,935** (0,448)	-0,121*** (0,253)
Nématodes	0,0240*** (0,00398)	0,0485*** (0,0141)	0,0235*** (0,00398)	5,4090*** (0,3792)	0,0527*** (0,0155)	4,343*** (0,3751)	1,723*** (0,455)	2,728*** (0,249)
Oiseaux granivores	1,307*** (0,164)	0,997*** (0,105)	1,345*** (0,153)	-2,080*** (0,0435)	1,027*** (0,110)	-2,584*** (0,0408)	1,002** (0,456)	1,549*** (0,256)
Oiseaux sauvages	0,981*** (0,327)	0,859*** (0,227)	0,981*** (0,321)	10,62*** (0,8585)	0,802*** (0,230)	7,970*** (0,8511)	0,178** (0,472)	0,351*** (0,298)
Log superficie							0,270*** (0,0285)	0,377*** (0,0319)
Constant				3,285***			11,49***	10,26***
Alpha		2,2462 3 (0,243 8)		(0,151)	2,040 3 (0,253 6)		(0,466)	(0,255)
Log-Lik	-1 420,306	-748,737	-1 835,034		-1 035,304		-4 613,165	-418,597
AIC	8,709	4,620	7,683		4,364		9 244,331	2,656
BIC	986,847	-350,498	762,215		-818,723		9 278,301	-970,240

Robust standard errors in parentheses

\*\*\* $p < 0.01$ , \*\* $p < 0.05$ , \* $p < 0.1$

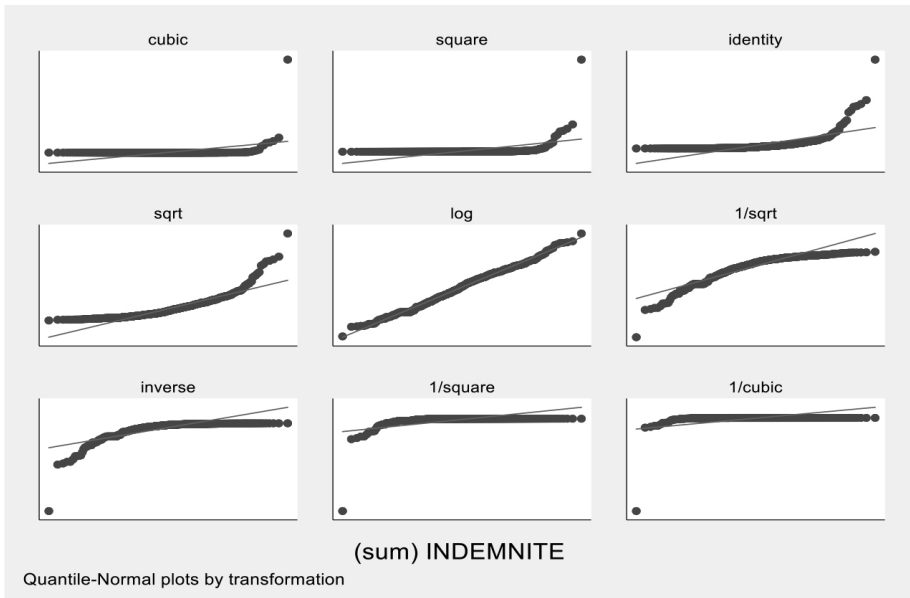


■ FIGURE 1 *Distribution sinistre*



Source : Base CNAAS/calcul auteur

■ FIGURE 2 *Diagramme quantile empirique et théorique*



Source : Base CNAAS/calcul auteur

déviance et la statistique de Pearson de la loi log-normale plus élevées que celles de la loi gamma. De plus les valeurs des critères AIC et BIC pour la loi log-normal sont plus faibles que ceux de la loi gamma. Par conséquent nous avons opté pour le modèle de la loi log-normal présenté par le tableau ci-dessus.

## 5. DISCUSSION DES RÉSULTATS

### 5.1. Impact de la nature du sinistre sur la fréquence

Les tests d'effets du modèle évaluent chacune des variables du modèle avec les degrés de liberté appropriés. La variable superficie est quantitative et la nature du sinistre est catégorielle à sept niveaux. Ainsi, il apparaîtra dans le modèle sous la forme de deux variables indicatrices de degré de liberté. Les estimations de paramètres incluent les coefficients de régression pour chacune des variables ainsi que les erreurs types robustes (tableau  $x$ ). Le coefficient pour la superficie est 0,006 87. Cela signifie que l'augmentation attendue du nombre de sinistre pour une augmentation d'un hectare de la superficie est égale à  $\exp(0,006\ 87) = 1$ . La variable indicatrice Animaux sauvage = 1 n'est pas significative. Les animaux sauvages ne causent pas de sinistre aux agriculteurs. Pour les criquets pèlerins, le coefficient obtenu est la différence avec celui de la variable de référence (Présence de pourriture de collet). Comparé à la présence de pourriture de collet, le log du nombre de sinistre attendu avec l'invasion acridienne augmente d'environ 0,527.

La présence de canard sauvage augmente le log nombre de sinistre de 1,051 comparé au groupe de référence, soit une hausse des sinistres en valeur absolue de  $\exp(1,05) = 2,86$ . La présence de maladie augmente le log du nombre de sinistre par rapport au pourriture de collet de 0,412 c'est-à-dire une augmentation du nombre de sinistre de  $\exp(0,412) = 1,51$ . La présence de nématodes, d'oiseaux granivores et autres oiseaux sauvages entraîne une hausse du log du nombre de sinistre respectivement de 0,0527; 1,027 et 0,802 soit une augmentation du nombre de sinistre de 1,054; 2,79; 2,23.

Les variables de risques ont des effets significatifs à 1%. Plus la superficie cultivée par un assuré, dans la deuxième équation (logit), est élevée, plus il est vraisemblable que l'assuré n'a pas eu de sinistres non déclarés. La probabilité que l'assuré a eu un sinistre non déclaré, diminue avec la superficie du champ, la présence de maladie de permis et d'oiseaux granivores, et augmente avec la présence de criquets, de canards sauvages, de nématodes et d'oiseaux sauvages.

## 5.2. Impact de la nature du sinistre sur le coût

Toutes les variables de sinistre ont un impact positif sauf (les maladies qui ont un effet négatif) et significatif à 1% sur le logarithme du coût des sinistres. En effet, en fixant la variable «pourriture de collet» comme référence, nos estimations montrent que lorsque le sinistre est causé par les animaux sauvages, le coût du sinistre augmente de 0,407% par rapport au coût des sinistres des pourritures de collet. Avec la présence de criquet, le coût augmente de 0,648%. L'invasion de canards sauvage entraîne une hausse de 0,249%. La présence d'oiseaux sauvage augmente le coût de 0,351% par rapport à la présence de pourriture de collet alors que l'extension d'un hectare de la superficie 0,377%.

Les effets les plus sévères sont enregistrés lorsque le sinistre est dû par l'invasion d'oiseaux granivores et la présence de nématodes. En effet, la présence de ces deux types de sinistre augmente respectivement le coût de 1,549% et 2,728%.

## 5.3. Détermination de la prime pure

La présence de Nématode a la probabilité d'avoir un sinistre la plus élevée 0,19 avec une prime de 180 226 FCA. Aucune souscription ne correspond à la présence de nématodes. La présence d'animaux sauvages (0,187) pour une prime pure de 42 777 supérieur de 21% à la prime appliquée, puis de la maladie 0,186 avec une prime de 61 274 supérieur de 57% à la prime facturée, les criquets pèlerins 0,177 et 32 211 inférieur à la prime observée (-86%); Pour les oiseaux sauvages 0,166 et 43 980 supérieur de 39% à la primée appliquée; les oiseaux granivores 0,159 avec une prime de 71 275 (la prime observée représente 59% de la prime calculée) et les canards sauvages avec une probabilité égale à 0,157 et une prime de 32 211 inférieure à la prime observée.

Somme toute, le modèle estime une prime plus élevée que la prime observée pour les animaux sauvages, les maladies, les oiseaux granivores et les oiseaux sauvages. En revanche, la prime calculée est inférieure à celle observé pour les canards sauvages et les criquets pèlerins. La différence entre la prime observée et celle calculée s'explique par le fait que le premier est évalué à partir de la valeur du capital assuré et non du risque auquel l'agriculteur est exposé.

■ TABLEAU 4 *Calcul de la prime pure*

NATURE SINISTRE	INDEMNITÉ	PROB (N = 1)	PRIME CALCULÉE	PRIME OBSERVÉE	PRIME OBSERVÉE/ PRIME CALCULÉE
Animaux sauvages	229 268	0,187	42 777	34 000,0	79 %
Canards sauvages	170 367	0,157	26 698	36 300,0	136 %
Criquets pèlerins	181 500	0,177	32 211	59 840,0	186 %
Maladie	330 090	0,186	61 274	26 572,9	43 %
Nématodes	945 000	0,191	180 226		0 %
Oiseaux granivores	447 202	0,159	71 275	41 735,0	59 %
Oiseaux sauvages	264 537	0,166	43 980	26 800,0	61 %

Source : Base CNAAS/calcul auteur

## 6. CONCLUSION

Le but de cet article était de déterminer la prime pure à payer par l'agriculteur sénégalais assuré aux risques classiques. À l'aide du modèle linéaire général (GLM), la fréquence et la sévérité des différents types de risques pour les agriculteurs ont été déterminées.

La fréquence des sinistres suit une loi zéro inflation binomial négative et le coût moyen suit une distribution log-normal. Ils dépendent positivement du type de risque et les paramètres des modèles estimés sont tous significatifs à 1 %.

La probabilité de réalisation d'un sinistre pour un risque donné est comprise entre 0,157 et 0,191. La prime calculée en utilisant le modèle ZINB est supérieure à celle observée pour les canards sauvages et la présence de nématodes. Par contre, elles sont inférieures à la prime observée en présence d'animaux sauvages, de criquet pèlerins, de maladie, d'oiseaux granivores et sauvages.

Pour obtenir de meilleurs prix, la compagnie d'assurance devra considérer le type de risque auquel chaque assuré est le plus exposé et déterminer le montant correspondant. Cette segmentation déterminera la prime correcte. Afin d'améliorer ce modèle, nous proposons d'ajouter au modèle les variables telles que : la zone géographique (région, département, etc.), l'historique des sinistres du client, tout client pouvant subir une perte similaire. Un précédemment engagé ; la densité des champs dans la région car il est évident que la probabilité

de catastrophe pour un client vivant dans une zone comportant beaucoup de champs est supérieure à celle d'un client vivant dans une zone où les champs sont peu nombreux. Le modèle peut aussi intégrer les interactions entre les différentes variables.

Une autre perspective d'amélioration proposée consiste à combiner plusieurs algorithmes d'analyse prédictive pour effectuer les prédictions et à ne pas s'appuyer uniquement sur la régression linéaire généralisée.

## 7. BIBLIOGRAPHIE

- [1] Adisak P, Sukuman S. Thiradet J. (2010). Mathematical modelling for the estimation of crop insurance premium: a case study of total premium equal damage compensation. King Mongkut's University of Technology Thonburi.
- [2] Alba C. V., Antonio S., Inés M., Alberto G..(2017). Crop insurance demand in wheat production: focusing on yield gaps and asymmetric information. Spanish Journal of Agriculture research Vol 15, N° 4.
- [3] Aranee T. (2011).The Impact of Culture on Non-Life Insurance Consumption. University of Pennsylvania.
- [4] Babcock, B.A. and D.A. Hennessy.(1996). Input Demand under Yield and Revenue Insurance. American Journal of Agricultural Economics 78(2): 416-427.
- [5] Borge J., Anne S., Anders. (2011). Livestock as Insurance and Social Status: Evidence from Reindeer Herding in Norway. Environmental and Resource Economics. vol. 48 (4).
- [6] Bühlmann H.(1969). Experience rating and credibility. ASTIN-Bulletin, 5 (1969), pp. 157-165.
- [7] Cameron AC, Trivedi PK (1998). Regression Analysis of Count Data. Cambridge University Press, Cambridge.
- [8] Chizari M, Ahmad Y., Lindner J .(2010). Perceptions of Rural Livestock Insurance among Livestock Producers and Insurance Specialists in Isfahan Province, Iran. Journal of International Agricultural and Extension Education – Vol, 10(1), 37-42.
- [9] Claassen R., Carriazo F., Cooper J.C., Hellerstein D., Ueda K..(2011). Grassland to Cropland Conversion in the Northern Plains: The Role of Crop Insurance, Commodity, and Disaster Programs. USDA, Economic Research Service, Economic Research Report 120, June. Available online at: [www.ers.usda.gov/publications/err120/](http://www.ers.usda.gov/publications/err120/).

- [10] Fazelbeigi M., Yavari, G.R. (2010). An analysis of challenges faced by crop insurance fund in Iran, *Rural Areas & Development*. 13 (1): 21-41.
- [11] Gideon A., Kwabena N. A.; Dennis E.(2014). Willingness to Pay for Farm Insurance by Smallholder Cocoa Farmers in Ghana . *Journal of Social Science for Policy Implications* , Vol. 2, No. 1, pp. 163-183.
- [12] Heckman J. (1979). Sample Selection Bias as a Specification Error *Econometrica*, vol. 47, issue 1, 153-61
- [13] Horowitz, J.K., Lichtenberg E.(1993). Insurance, Moral Hazard, and Chemical Use in Agriculture. *American Journal of Agricultural Economics* 75(4): 926-935.
- [14] Lambert D (1992). «Zero-inated Poisson Regression, With an Application to Defects in Manufacturing.» *Technometrics*, 34, 1-14.
- [15] McCullagh P, Nelder JA (1989). *Generalized Linear Models*. 2nd edition. Chapman & Hall, London.
- [16] Miao R.,Feng H., Hennessy D.A.(2011). Land Use Consequences of Crop Insurance Subsidies. Paper Presented at the Annual Meeting of the Agricultural and Applied Economics Association, Pittsburgh, PA, July 24-26.
- [17] Miranda Mario J.(1991). Area-Yield Crop Insurance Reconsidered *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 73, No. 2. pp. 233-242.
- [18] Mullahy J (1986). Specification and Testing of Some Modified Count Data Models.» *Journal of Econometrics*, 33, 341,365.
- [19] Nelder JA, Wedderburn RWM (1972). «Generalized Linear Models.» *Journal of the Royal Statistical Society A*, 135, 370{384.
- [20] Nwosu F. O., Oguoma N. N., Lemchi O., J. I., Ben-Chendo G. O., Henri-Ukoha A., Onyeagocha S. U. O., Ibeawuchi, I. I. (2012). Output Performance Of Food-Crop Farmers Under The Nigerian Agricultural Insurance Scheme In Imo State, South East, Nigeria. *Academia Arena*, 2(6): 43-47.
- [21] Sommarat C., Mude A. G, Barrett, C. B., Turvey C. G.(2009).The Performance of Index Based Livestock Insurance: Ex Ante Assessment in the Presence of a Poverty Trap.
- [22] Sommarat C., Andrew G. Mude, Christopher B., Michael R.C.(2013). Designing Index Based Livestock Insurance for Managing Asset Risk in Northern Kenya. *Journal of Risk and Insurance*, vol. 80, issue 1, pp. 205–237.

[23] Smith, V.H., Goodwin B.K.(1996). Crop Insurance, Moral Hazard, and Agricultural Chemical Use. *American Journal of Agricultural Economics* 78(2): 428-438, May

[24] Wenner M., Diego A. (2003). *Agricultural Insurance in Latin America : Where Are We?* Inter American Development Bank

[25] Williams J, Gordon L. Carriker, G. Art Barnaby and Jayson K. Harper. (1993). Crop Insurance and Disaster Assistance Designs for Wheat and Grain Sorghum. *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 75, issue 2, 435-447.

[26] ZeldA A.E., Godwell N., Michael A. A. (2018). Effects of climate variability and insurance adoption on crop production in select provinces of South Africa. *Journal of Water and Climate Change*. Vol 9, Issue 3.

---

## NOTES

1. Cet article est publié avec la permission de *Revue Agriculture*.
2. Maître de Conférences Titulaire, Université Cheick Anta Diop de Dakar, Faculté des Sciences Economiques et de Gestion de Dakar (FASEG). Email : alle.diop@ansd.sn ou alndiop@hotmail.com.