
Une évaluation empirique de la tarification de l'assurance automobile en Algérie

- une approche avec données de panel -

Riadh Rimi

Université Echahid Hamma
Lakhdar, El-oued, Algérie

riadhrimi@gmail.com

Abdelouhab Latreche

École nationale de la statistique et
d'économie appliquée, Algérie

latreche_abdelouhab@hotmail.com

Okba Rimi

Université Echahid Hamma
Lakhdar, El-oued, Algérie

Okba39@gmail.com

An empirical evaluation of the pricing system of automobile insurance in Algeria

- an approach with panel data -

Riadh Rimi & Abdelouhab Latreche & Okba Rimi

University of Echahid Hamma Lakhdar & National School in Statistics and Applied Economics -ALGERIA

Received: 10 Nov 2015

Accepted: 12 Dec 2015

Published: 30 Dec 2015

Abstract:

The main problem of auto insurance in Algeria is the low level of the premiums, determined by the Ministry of Finance. We have proposed in this study, to formalize a pricing model based on the characteristics of the insured (pricing a priori) and the number of accidents went individuals (post pricing) using a system Bonus-Malus. The methodology used to calibrate a Bonus-Malus system in French, is that proposed by (PITREBOIS, et al., 2003c). The comparison between the tarification system applied by the Ministry of Finance and the theoretical system obtained in this study allowed us to conclude that the tarification system applied by the Ministry of Finance is not optimal.

Keywords: priori pricing, pricing posteriori, generalized estimating equations (GEE)models, Bonus-Malus system, panel data

(JEL) Classification : C23.C25.C53.G22

Résumé:

Le principal problème de l'assurance automobile en Algérie est le faible niveau des primes, déterminées par le ministère des Finances. Nous avons proposé, dans cette étude, de formaliser un modèle de tarification basé sur les caractéristiques des assurés (tarification a priori) et sur le nombre d'accidents passés des individus (tarification a posteriori) à l'aide d'un système Bonus-Malus. La méthodologie utilisée pour calibrer un système Bonus-Malus à la française, est celle proposée par (PITREBOIS, et al., 2003c). La comparaison entre le système de tarification appliqué par le ministère des Finances et le système théorique obtenu dans notre étude nous a permis de conclure que le système de tarification appliqué par le ministère des Finances n'est pas optimal.

Mots clés: tarification à priori, tarification à postérieure, modèle des équations d'estimations généralisées(GEE), système Bonus-Malus, données des panel

(JEL) Classification : C23.C25.C53.G22

Introduction:

En Algérie, où seule l'assurance de responsabilité civile est obligatoire, l'assurance automobile est le produit phare de l'assurance algérienne. En 2012, l'assurance automobile obligatoire représente près de 57% du marché assurance dommage. Le système de tarification automobile utilisé en Algérie, instauré en 1974, se base essentiellement sur le genre et l'usage du véhicule, puissance fiscale (CNA, 2009) et (LATRECHE, 2007)), et d'un système Bonus-Malus pour la responsabilité civile, appliqué selon la même règle à tous les assurés par toutes les compagnies d'assurances.

Le principal problème de l'assurance automobile en Algérie est le faible niveau des primes, déterminées par le ministère des Finances, pour les différentes catégories de véhicules en fonction de la hausse croissante des coûts. En règle générale, ce secteur connaît de longs délais dans les règlements des sinistres et est affecté par des problèmes de manque de clarté et de différends (les délais de dédommagement sont très longs) entre assureurs et assurés.

On se basant sur l'hypothèse de la non optimalité de système de tarification automobile utilisé en Algérie, Nous nous proposons, dans cette étude, de formaliser un modèle de tarification optimal basé sur les caractéristiques des assurés (tarification a priori) et sur le nombre d'accidents passés des individus (tarification a posteriori), afin d'ajuster les primes individuelles selon le degré de risque intrinsèque à travers le temps, de sorte que chaque assuré paye une prime proportionnelle à sa fréquence d'accident et que l'assureur soit financièrement équilibré. Le modèle utilisé s'inspire de plusieurs recherches à ce sujet (LEMAIRE, 1995); (DIONNE & VANASSE, 1992); (PITREBOIS, et al., 2003c); (PITREBOIS, et al., 2003b). Les données sur lesquelles nous allons nous baser pour constituer notre modèle sont celles d'une compagnie d'assurance publique (SAA) qui détenait une part importante du marché d'assurance automobile en Algérie et dont la clientèle était distribuée dans toutes les régions du pays.

Ce travail est divisé en quatre sections. Dans la première section, on donne un bref aperçu historique de secteur d'assurance en Algérie depuis l'indépendance et de présenter les intervenants dans le marché Algérien des assurances. La deuxième section sera consacrée à traité les différents notions de la prime. L'objectif de la troisième section est de présenter les modèles économétriques utilisés dans la tarification a priori. Et enfin, la quatrième section est une application des modèles de troisième section, et permettre aussi de calibrer un système Bonus-Malus multiplicatifs. La conclusion résume les résultats obtenus.

I. Le Marche algérien des assurances

Selon (RIMI, 2015), Plus de 160 compagnies d'assurances étaient présentes en Algérie, au lendemain de l'indépendance. En attendant la mise en place d'une réglementation spécifique, le législateur Algérien a reconduit par la loi 62-157 du 21 décembre 1962. Le marché des assurances en Algérie est passé par deux étapes. La première a consisté en la nationalisation de l'activité et la spécialisation des compagnies, la deuxième, au contraire, à la déspecialisation et à l'ouverture progressive du marché.

En 1989, la parution des textes relatifs à l'autonomie des compagnies publiques entraîne la déspecialisation. A compter de cette date, les sociétés ont pu souscrire dans toutes les branches. Mais, ce n'est qu'en 1995, avec l'ordonnance n° 95-07 du 25 janvier 1995, que l'Algérie s'est dotée d'un cadre juridique des assurances. En effet, cette ordonnance est le texte de référence du droit algérien des assurances. Elle met fin au monopole de l'Etat en matière d'assurances et permet la

création de sociétés privées algériennes. Ce texte réintroduit les intermédiaires d'assurances (agents généraux et courtiers), disparus avec l'institution du monopole de l'Etat sur l'activité d'assurance. L'ordonnance n° 95-07 du 25 janvier 1995 a été complétée et modifiée par la loi n° 06-04 du 20 février 2006.

Le cadre institutionnel du marché Algérien des assurances est composé de trois institutions autonomes : Le Conseil National des Assurances (CNA), la Commission de Supervision des Assurances (CSA) et la Centrale des Risques (CR).

Selon (CNA, 2012), les compagnies qui exercent dans toutes les branches d'assurance sont en nombre de vingt et un (21) en 2012, quatre sociétés publiques qui détiennent 73 % de part du marché et six sociétés privées qui détiennent 27 % de part du marché.

D'autres acteurs interviennent dans le marché Algérien des assurances, à l'image des : agents généraux, les courtiers et les banques. Tous ces intervenants sont sous la tutelle du Ministère des Finances.

Le ministère des Finances a un rôle de régulateur et a pour mission de protéger les droits des assurés et veiller à ce que les entreprises d'assurances et de réassurances honorent leurs engagements et respectent les réglementations en vigueur.

Il est clair, que le marché s'est nettement dynamisé après la loi 95-07. En effet, le chiffre d'affaires du secteur n'a pas cessé de progresser au fil des années. L'essentiel du chiffre d'affaire, du secteur des assurances, durant la période allant de 2006 à 2012 est composé des assurances de dommages. Les assurances des personnes occupent une place négligeable dans le chiffre d'affaire total, ceci s'explique par le fait que ces dernières sont des assurances facultatives.

En Algérie, où seule l'assurance de responsabilité civile est obligatoire, l'assurance automobile est le produit phare de l'assurance algérienne. En 2012, l'assurance automobile obligatoire représente près de 57% du marché assurance dommage.

Les réformes entreprises par l'Etat algérien, n'ont pas eu les résultats escomptés et la contribution du secteur des assurances à l'économie nationale est insignifiante (0,7% au PIB en 2012). Selon (RIMI, 2015), les causes de ce sous développement sont multiples et varient, on évoque le plus souvent le faible niveau des revenus moyen des algériens, le manque de culture d'assurance, la mauvaise qualité du service offert par les compagnies.

II. Prime commerciale, prime pure, prime de risque, prime nette et la probabilité de ruine :

La prime commerciale qui est facturée par l'assureur lui permet à la fois de faire face à son engagement de régler des sinistres, mais également de compenser ses coûts de gestion et réaliser des bénéfices, la partie essentielle correspondant au seul engagement de verser des prestations est appelée la prime pure.

La totalité des primes pure relatives au portefeuille doit donc mettre l'assureur en mesure de remplir ses obligations de garantie. Si l'assureur désire se réserver des bénéfices, ceux-ci seront rajoutés ultérieurement. On s'attend donc à ce que la prime pure soit entièrement consommée pour dédommager les sinistres qui touchent les assurés : la totalité de l'encaissement pur sera donc retournée aux assurés sous forme d'indemnité.

L'assureur, pour s'assurer une marge technique et financière dans la couverture du risque, doit ajouter à la prime pure un « chargement de sécurité » qui génère la prime de risque. La prime nette se déduit de cette prime de risque par prise en compte de produits financiers et de frais.

Pour que la probabilité de ruine d'un assureur reste inférieure à un seuil souhaitable, selon (RIMI, 2015), l'assureur dispose principalement de 4 moyens dont il use conjointement : chargement de la prime pure, mise en place d'une réserve affectée au risque, appel à la réassurance, utilisation des produits financiers.

L'augmentation de la taille de son portefeuille serait un moyen alternatif mais, dans un marché concurrentiel et à chargement commerciaux constants, celle-ci ne peut se faire sans réduction du chargement de la prime pure.

III. Modélisation de la fréquence de sinistres

En théorie du risque, il existe deux principaux modèles pour représenter le montant total des sinistres d'un portefeuille, soient les modèles individuel et collectif.

Le modèle individuel consiste à prendre chacun des risques d'un portefeuille séparément et d'y attribuer une variable aléatoire pour représenter le montant des réclamations y étant associé. Dans ce modèle, largement utilisé dans les assurances de personnes (vie, santé), les contrats de la classe sont individualisés.

Selon (PARTRAT & BESSON, 2005), le modèle collectif est le modèle de base de l'assurance non-vie. Dans ce secteur, la branche responsabilité civile automobile est de loin la plus importante. Un modèle de sinistralité d'un portefeuille en assurance non-vie doit permettre de simuler à la fois la fréquence de sinistres sur le portefeuille, et aussi le coût de ceux-ci. De ce modèle, on peut conclure alors: « prime pure égale fréquence moyenne par coût moyen ». Dans notre travail, l'attention se porte sur la fréquence de sinistres. C'est-à-dire la première composante de la charge sinistre du modèle collectif.

L'hétérogénéité au sein d'un portefeuille pose un grand nombre de problèmes, en particulier d'antiselection: si la même prime est appliquée à l'ensemble du portefeuille, les mauvais risques s'assureront (à un prix d'ailleurs moins élevé que celui qui devrait leur être réclamé), mais les bons pourraient être découragés par le tarif trop élevé, ce qui aura tendance à dégrader le résultat financière de l'assureur.

L'idée naturelle qui est développée dans ce travail est de partitionner le portefeuille afin de constituer des sous-portefeuilles sur lesquelles les risques peuvent être considérés comme indépendants et de même loi. On parle alors de classes de risques. Les classes sont dites a priori lorsqu'il s'agit de classer le risque à partir d'information disponible a priori (sur l'assuré, le bien assuré,...) et a posteriori si l'information sur l'historique des sinistres de l'assuré est prise en considération.

1. Modèles de régression en tarification :

De nombreuses techniques statistiques ont été utilisées pour répartir les assurés en classes aussi homogènes que possible. Globalement, on peut distinguer les méthodes relevant de l'analyse des données (notamment les arbres de classification voir (PAGLIA & V. PHELIPPE-GUINVARC'H, 2011)) et celles basées sur les modèles de régression. Ce travail est consacré à cette dernière optique.

Au cours de la dernière décennie, de nombreux actuaires ont fait usage de modèles de régression pour des données non-normales. Parmi ceux-ci, on notera les modèles de données de comptage (les modèles Poisson-Mélange), permettant de modéliser des situations bien spécifique que ne le permet le modèle linéaires classique (PITREBOIS, et al., 2003c).

En effet, l'analyse du nombre des sinistres ne peut en général pas se faire dans le cadre classique du modèle de régression linéaire (ALLAIN & BRENAC, 2001). Puisque, la moyenne de la variable aléatoire décrivant le nombre des sinistres déclarés par un assuré sur une période est en général proche de 0, la variable aléatoire elle-même ne prenant que quelques valeurs entières ; la forme dissymétrique de la densité de probabilité discrète associée est loin de ressembler à la courbe de Gauss et l'hypothèse de normalité est clairement inadéquate.

Souvent, les actuaires utilisent plusieurs années d'observation afin de construire leur tarif (dans le but d'augmenter la taille de la base des données, mais aussi pour éviter d'accorder trop d'importance à des événements relatif à une année particulière). Nous sommes donc en présence de données de panel.

L'utilisation de données de panel est récemment devenue plus fréquente, particulièrement en économie. Elle concerne des échantillons de données micro-économiques observées en coupes transversales répétées sur les mêmes unités. Dans les données de panel, les observations du même individu ou de la même unité sont considérées comme dépendantes alors que chaque individu est indépendant des autres. L'avantage de l'analyse de ce type de données est qu'elle permet de modéliser l'hétérogénéité entre les groupes de panels ou l'hétérogénéité individuelle. Cela constitue un nouveau domaine de l'économétrie sur lequel se fondent les recherches récentes qui font apparaître de nouvelles techniques liées à ce domaine.

2. L'outil de base en responsabilité civile automobile : le modèle de poisson

La régression de Poisson se place dans le contexte des modèles de comptage. Dorénavant, N_{it} représente le nombre de sinistres déclarés par l'assuré i durant la période t , $i = 1, 2, \dots, n$, $t = 1, 2, \dots, T_i$, où T_i désigne le nombre de périodes d'observation pour l'assuré i . Nous supposons que nous disposons par ailleurs d'autres variables x_{it} , connues au début de la période t , et pouvant servir de facteurs explicatifs. Ces variables peuvent comporter des facteurs purement individuels indépendants du temps, des facteurs purement temporels, des facteurs dépendant des deux indices voire même des valeurs passées $N_{i,t-j}$, $j = 1, 2, \dots$, de la variable d'intérêt

Le modèle de Poisson suppose que la loi conditionnelle de N_{it} sachant x_{it} est de Poisson telle que :

$$P(N_{it}|x_{it}) = e^{-\lambda_{it}} \frac{\lambda_{it}^{N_{it}}}{\Gamma(N_{it} + 1)} \quad (1)$$

Où Γ est la fonction Gamma.

Il suffit dès lors de spécifier sa moyenne. Comme cette dernière est strictement positive et que le lien canonique associé à la loi de Poisson est de type exponentiel, on retient généralement une moyenne de forme exponentielle linéaire :

$$\lambda_{it} = \exp(x_{it}^t \beta) \quad i = 1, 2, \dots, n \quad t = 1, 2, \dots, T_i \quad (2)$$

Où β est un vecteur (de dimension appropriée) de paramètres à estimer.

Alors par définition de la loi de Poisson, $E(N_{it}) = V(N_{it}) = \lambda_{it}$, si N_{it} est indépendant de $N_{it'}$ ($t \neq t'$) on peut estimer la valeur du paramètre β par la méthode de maximum de vraisemblance. La log-vraisemblance associée à ces observations vaut alors :

$$L(\beta) = \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^{T_i} \{N_{it}(x_{it}^t \beta) - \exp(x_{it}^t \beta) - \ln \Gamma(N_{it} + 1)\} \quad (3)$$

Cette log-vraisemblance est une fonction concave en β , et l'estimation des paramètres qui la maximise est directe. Cette concavité rend également plus facile l'application des procédures numériques d'optimisation de la log-vraisemblance. Les conditions au premier ordre sont:

$$\frac{\partial L(\beta)}{\partial \beta_0} = 0 \Leftrightarrow \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^{T_i} N_{it} = \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^{T_i} \lambda_{it} \quad (4)$$

Et pour $j = 1, 2, 3, \dots, p$, p étant le nombre de variables explicatives dans le modèle:

$$\frac{\partial L(\beta)}{\partial \beta_j} = 0 \Leftrightarrow \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^{T_i} x_{itj} \{N_{it} - \lambda_{it}\} = 0 \quad (5)$$

Réécrivons le système (4) – (5) sous forme matricielle:

$$\sum_{i=1}^n X_i^t (N_i - E[N_i]) = 0 \quad \text{où} \quad X_i = \begin{pmatrix} x_{i1} \\ \vdots \\ x_{iT_i} \end{pmatrix} \quad (6)$$

La matrice de covariance de N_{it} dans le modèle de Poisson est donnée par :

$$A_i = \begin{pmatrix} \lambda_{i1} & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \lambda_{i2} & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & \lambda_{iT_i} \end{pmatrix} \quad (7)$$

Cette matrice ne rend donc compte ni de la surdispersion, ni de la dépendance sérielle présente dans les données. Si on fait apparaître explicitement la matrice A_i dans (6), on obtient :

$$\sum_{i=1}^n \left(\frac{\partial E(N_i)}{\partial \beta} \right)^t A_i^{-1} (N_i - E[N_i]) = 0 \quad (8)$$

Puisque :

$$\frac{\partial E(N_i)}{\partial \beta} = A_i X_i$$

(PITREBOIS, et al., 2003c) ont utilisés pour modéliser le nombre d'accidents, le modèle des équations d'estimations généralisées ou modèle GEE (generalized estimating equations) proposée par (LIANG & L.ZEGER, 1986) ainsi que par (ZEGER, et al., 1988). Ce modèle permet d'estimer les effets selon un modèle moyen de la population (population average).

Le principe de la technique GEE consiste à substituer A_i dans (8) par un candidat plus raisonnable pour la matrice variance-covariance de N_i . Plus raisonnable signifiant ici rendant compte de la surdispersion et de la corrélation temporelle (DENUIT, et al., 2007). Spécifions maintenant une forme plus générale pour la matrice de variance-covariance de N_i :

$$V(N_i) = V_i = \phi A_i^{\frac{1}{2}} R_i(\alpha) A_i^{\frac{1}{2}} \quad (9)$$

Où la matrice de corrélation $R_i(\alpha)$ rend compte de la dépendance sérielle existant entre les composantes de N_{it} . Ici on suppose que cette matrice contient certains paramètres inconnus que l'on représente par le vecteur α . La matrice R_i est une sous-matrice carrée de dimension $T_i \times T_i$. La surdispersion est quand à elle prise en compte puisque (PITREBOIS, et al., 2003c):

$$V(N_i) = \phi \lambda_{it} \quad (10)$$

L'idée consiste alors à substituer la matrice V_i à A_i dans (8), et de retenir comme estimateur de β la solution de:

$$\sum_{i=1}^n \left(\frac{\partial E(N_i)}{\partial \beta} \right)^t V_i^{-1} (N_i - E[N_i]) = 0 \quad (11)$$

L'idée est d'essayer de "deviner" la vraie structure de corrélation de N_i . Selon (SECK, 2006), si on spécifie une mauvaise structure, les inférences sur β seront quand même valides, mais si on spécifie la structure correctement, on aura des inférences plus efficaces (variance des estimateurs plus faible).

3. Spécification et estimation de la structure de corrélation:

Il y'a plusieurs manières dont nous pouvons spécifier la structure de corrélation de N_i . Avec le logiciel STATA, nous disposons des options qui supposent l'équicorrelation (exchangeable), l'absence d'autocorrélation (independent), l'option qui ne fait aucune restriction sur les coefficients d'autocorrélation (unstructured), ainsi que les options stationary (corrélation constante), nonstationary et autoregressive. S'il y a peu d'observations par individu et plusieurs individus et pour le panel cylindré et complet, (LIANG & L.ZEGER, 1986), (HILBE, 2011) et (SECK, 2006)) suggèrent une structure de corrélation de type unstructured, c'est-à-dire, l'option qui ne fait aucune restriction sur les coefficients d'autocorrélation. Ce type de structure suppose que la corrélation entre N_{ij} et $N_{ij'}$ est $\alpha_{jj'}$ pour $j \neq j'$. Donc $R_i(\alpha)$ a la structure suivante:

$$R_i(\alpha) = \begin{pmatrix} 1 & \alpha_{12} & \cdots & \alpha_{1T_i} \\ \alpha_{21} & 1 & \cdots & \alpha_{2T_i} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \alpha_{T_i1} & \alpha_{T_i2} & \cdots & 1 \end{pmatrix} \quad (12)$$

Afin d'estimer les paramètres de la matrice de variance et de vérifier l'ajustement du modèle, on peut définir les résidus de Pearson:

$$r_{it} = \frac{N_{it} - \hat{\lambda}_{it}}{\sqrt{V(\hat{\lambda}_{it})}} \quad (13)$$

que l'on évalue à $\beta = \hat{\beta}$. Pour estimer le paramètre de dispersion ϕ , on pose:

$$\phi = \frac{1}{\sum_{i=1}^n T_i - p} \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^{T_i} \hat{r}_{it}^2 \quad (14)$$

Où $p = \dim(\beta)$

En suite, on utilise les estimés des résidus de Pearson $\hat{r}_{it}$ de l'ajustement du modèle pour estimer les corrélations (SECK, 2006). L'estimateur de $R(\alpha)$ utilisant ces résidus est:

$$\hat{R}(\alpha) = \frac{\sum_{i=1}^n T_i}{\sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^{T_i} \frac{\hat{r}_{it}^2}{T_i}} G \quad (15)$$

Où

$$G = \begin{pmatrix} g_{11}\hat{r}_{i1}^2 & g_{12}\hat{r}_{i1}\hat{r}_{i2} & \cdots & g_{1T_i}\hat{r}_{i1}\hat{r}_{iT_i} \\ g_{21}\hat{r}_{i2}\hat{r}_{i1} & g_{22}\hat{r}_{i2}^2 & \cdots & g_{2T_i}\hat{r}_{i2}\hat{r}_{iT_i} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ g_{T_i1}\hat{r}_{iT_i}\hat{r}_{i1} & g_{T_i2}\hat{r}_{iT_i}\hat{r}_{i2} & \cdots & g_{T_iT_i}\hat{r}_{iT_i}^2 \end{pmatrix}$$

Avec:

$$g_{uv} = \left(\sum_{i=1}^n I(i, u, v)^{-1} \right)$$

$$I(i, u, v) = \begin{cases} 1 & \text{si le panel } i \text{ à des observations aux indices } u \text{ et } v \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

IV. Application numérique:

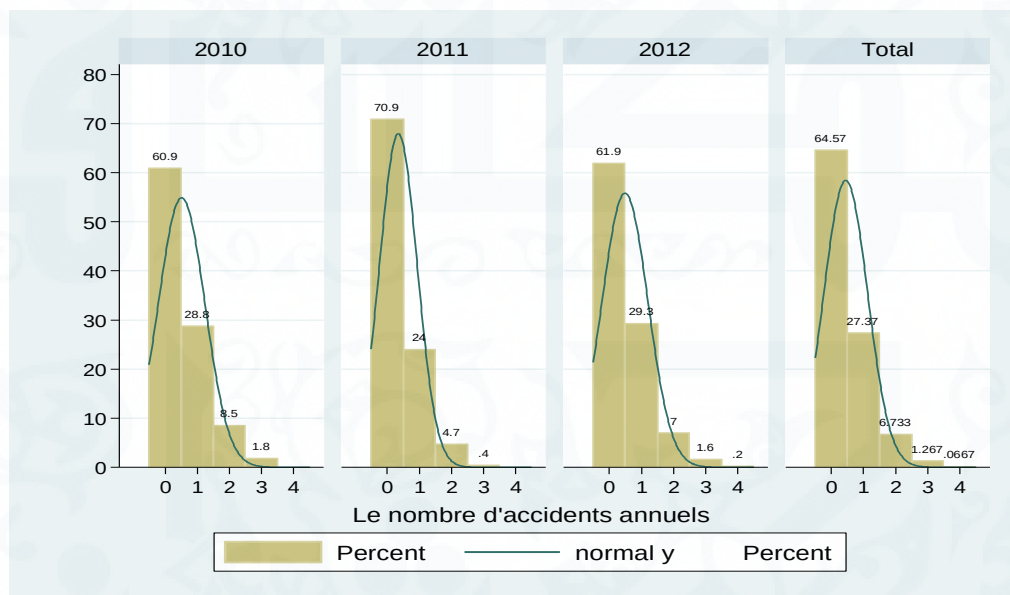
1. Jeu des données

Notre base de données, nous provient d'une compagnie d'assurance Algérienne importante : la Société Algérienne d'Assurance (la SAA). Cette société a été créée en Décembre 1963, elle est classée au premier rang des compagnies d'assurance en Algérie en 2010, où elle détient 25% de part du marché.

Afin d'éviter le problème des données manquantes, nous avons supprimé toutes les polices où il y avait un doute sur l'information reliée à l'une des variables tarifaires utilisées dans notre modèle. Une fois les fichiers annuels nettoyés, le portefeuille servant notre travail comprend 1000 polices, observées durant les années 2010, 2011 et 2012. Il s'agit alors d'un panel cylindré où les observations de tous les assurés du panel sont disponibles pour exactement les mêmes périodes. Pour chaque assuré nous avons pu dégager les informations suivantes:

- ◆ Le sexe de l'assuré
- ◆ L'âge de l'assuré
- ◆ Code puissance du véhicule
- ◆ Date de délivrance du permis (l'expérience de conduite)
- ◆ Code usage concerne le tarif appliqué et l'utilisation du véhicule.
- ◆ Numéro d'immatriculation de la voiture (l'âge de la voiture).
- ◆ Code catégorie professionnelle.
- ◆ Genre de voiture (commerciale ou touristique).
- ◆ Le nombre annuel de sinistre

La population de cette compagnie d'assurance devrait être représentative du comportement des conducteurs Algériens étant donné que le réseau de distribution de cette compagnie d'assurance est le plus dense, il est réparti à travers toutes les régions du pays. Il est composé en 2007, de 460 agences soutenues par 14 directions. Et étant donné que les critères de tarification pour la responsabilité civile sont les mêmes pour toutes les compagnies. Il n'y a donc pas de stratégie de prix ou de marketing qui font que d'autres compagnies vont attirer plus de clients.

Figure 01 : le nombre d'accidents annuels durant les années 2010, 2011 et 2012.

Source: élaborer par l'auteur à partir des données de la SAA

La variable que nous tentons d'expliquer est la suivante (la variable dépendante): Nombre d'accidents annuels. C'est une variable discrète prenant des valeurs non négatives et qui ne dépassent pas quatre généralement. Sur l'ensemble du portefeuille la fréquence annuelle moyenne de sinistres est de 44,9%.

D'après les informations dont nous disposons, nous constatons que 35,43% de conducteurs ont eu au moins un sinistre dans l'année. En effet, leur pourcentage s'élève à 39,1% en 2010, 29,1% en 2011 puis à 28,1% en 2012. Durant ces trois ans, on constate que 27,37% des conducteurs ont déclarés un accident dans l'année, 6,73% ont déclarés deux accidents, 1,27% ont déclarés trois accidents et 0,07% des conducteurs ont déclarés quatre accidents dans l'année.

En raison de la disponibilité des données et de la littérature sur les accidents de circulation, un certain nombre de variables ont été retenues pour la segmentation a priori. Ces variables répartissent les assurés en différents groupes appelés groupes de risque.

Les variables explicatives utilisées dans les différents modèles économétriques estimés sont les suivantes :

- ♦ Le sexe de l'assuré (sexe): deux catégories (hommes, femmes)

$$\text{sexe} = \begin{cases} 0 & \text{Femme (groupe de référence)} \\ 1 & \text{Homme} \end{cases}$$

- ♦ L'âge de l'assuré (age) : 11 classes d'âge.

$$agc1 = \begin{cases} 1 & agc \leq 20 \text{ ans} & (\text{groupe de référence}) \\ 2 & 20 < agc \leq 24 \\ 3 & 24 < agc \leq 29 \\ 4 & 29 < agc \leq 34 \\ 5 & 34 < agc \leq 39 \\ 6 & 39 < agc \leq 44 \\ 7 & 44 < agc \leq 49 \\ 8 & 49 < agc \leq 54 \\ 9 & 54 < agc \leq 59 \\ 10 & 59 < agc \leq 64 \\ 11 & 64 < agc \end{cases}$$

- ♦ Code puissance du véhicule (pv) : 3 codes de puissance

$$pv = \begin{cases} 1 & 3 \text{ à } 4 \text{ cv} & (\text{groupe de référence}) \\ 2 & 5 \text{ à } 6 \text{ cv} \\ 3 & 7 \text{ à } 10 \text{ cv} \end{cases}$$

- ♦ Date de délivrance du permis (l'expérience de conduite:agp) : 9 classes d'âge

$$agp1 = \begin{cases} 1 & agp \leq 3 & (\text{groupe de référence}) \\ 2 & 3 < agp \leq 5 \\ 3 & 5 < agp \leq 7 \\ 4 & 7 < agp \leq 9 \\ 5 & 9 < agp \leq 14 \\ 6 & 14 < agp \leq 19 \\ 7 & 19 < agp \leq 24 \\ 8 & 24 < agp \leq 29 \\ 9 & 29 < agp \end{cases}$$

- ♦ Code usage concerne le tarif appliqué et l'utilisation du véhicule (usage) : 4 codes ou groupes.

$$us = \begin{cases} 0 & \text{Affaire} & (\text{groupe de référence}) \\ 1 & \text{Fonctionnaire} \\ 2 & \text{Commerçant} \\ 3 & \text{Auto – école, Taxi, Location} \end{cases}$$

- ♦ Numéro d'immatriculation de la voiture (l'âge de la voiture:agv) : 8 classes d'âge.

$$agv = \begin{cases} 1 & agv \leq 3 & (\text{groupe de référence}) \\ 2 & 3 < agv \leq 5 \\ 3 & 5 < agv \leq 7 \\ 4 & 7 < agv \leq 9 \\ 5 & 9 < agv \leq 14 \\ 6 & 14 < agv \leq 19 \\ 7 & 19 < agv \leq 24 \\ 8 & 24 < agv \end{cases}$$

- ♦ Code catégorie professionnelle (csp) : 5 catégories

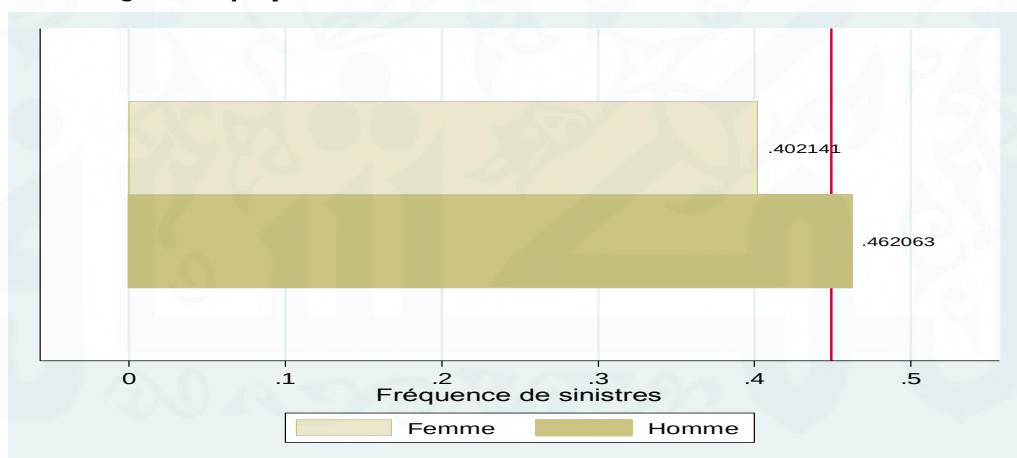
$$csp = \begin{cases} 0 & \text{Sans profession} & (\text{groupe de référence}) \\ 1 & \text{Fonctionnaire} \\ 2 & \text{Employeur} \\ 3 & \text{Employé secteur privé} \\ 7 & \text{Retraité} \end{cases}$$

♦ Genre de voiture (genre) : deux catégories

$$\text{genre} = \begin{cases} 0 & \text{Touristique} & (\text{groupe de référence}) \\ 1 & \text{Commerciale} \end{cases}$$

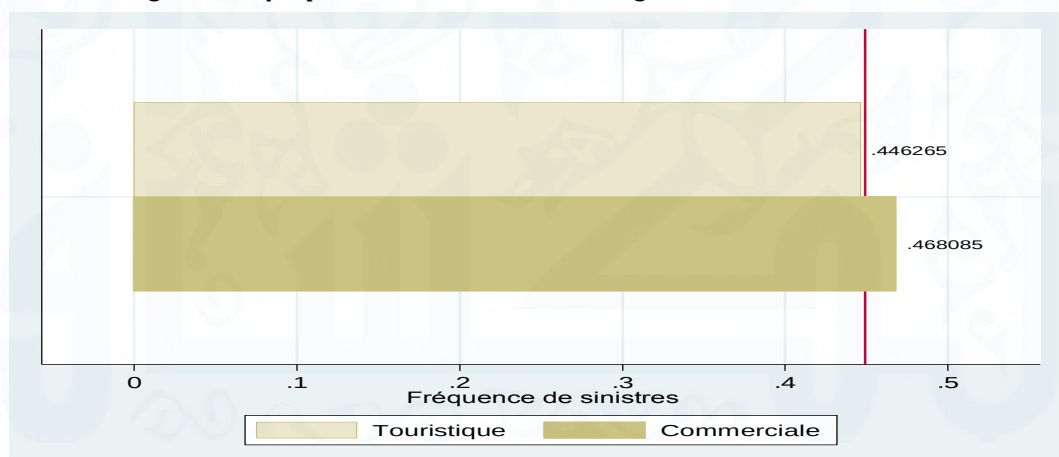
Les Figures (2) à (8) montrent des histogrammes décrivant, pour chaque variable explicative, la fréquence moyenne du nombre total de sinistres, pour chacun des différents niveaux de la variable explicative.

Figure 02: fréquence de sinistres selon le sexe du conducteur.



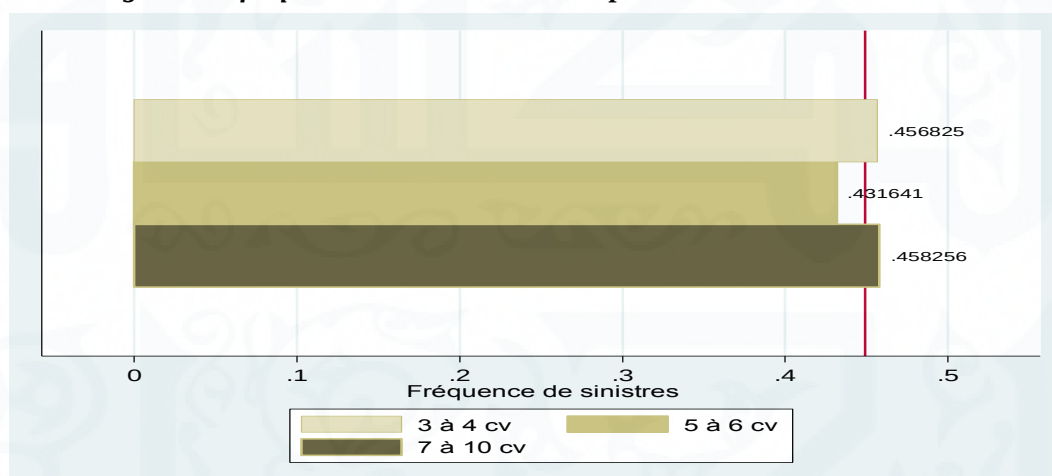
Source: élaborer par l'auteur à partir les données de la SAA

Figure 03 : fréquence de sinistres selon le genre du véhicule.



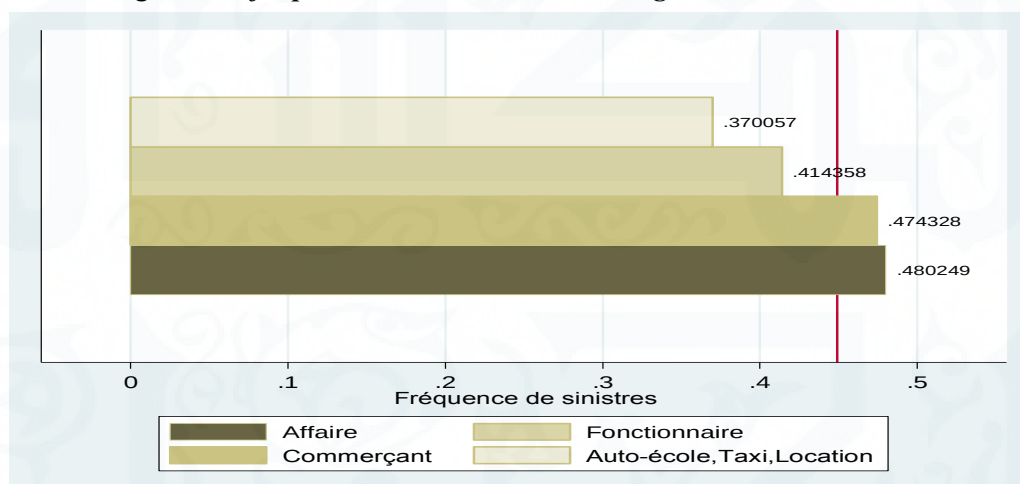
Source: élaborer par l'auteur à partir les données de la SAA

Figure 04 : fréquence de sinistres selon la puissance du véhicule.

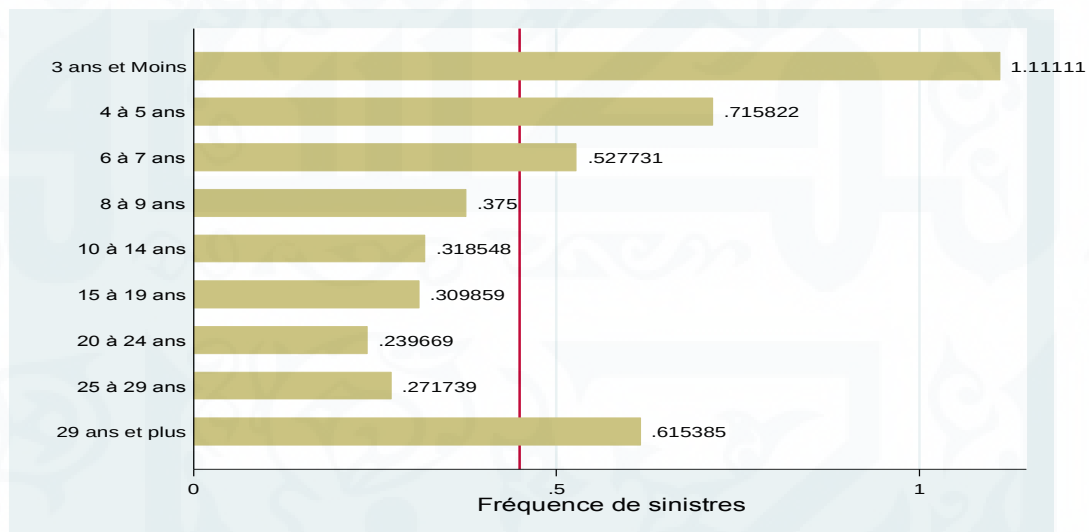


Source: élaborer par l'auteur à partir les données de la SAA

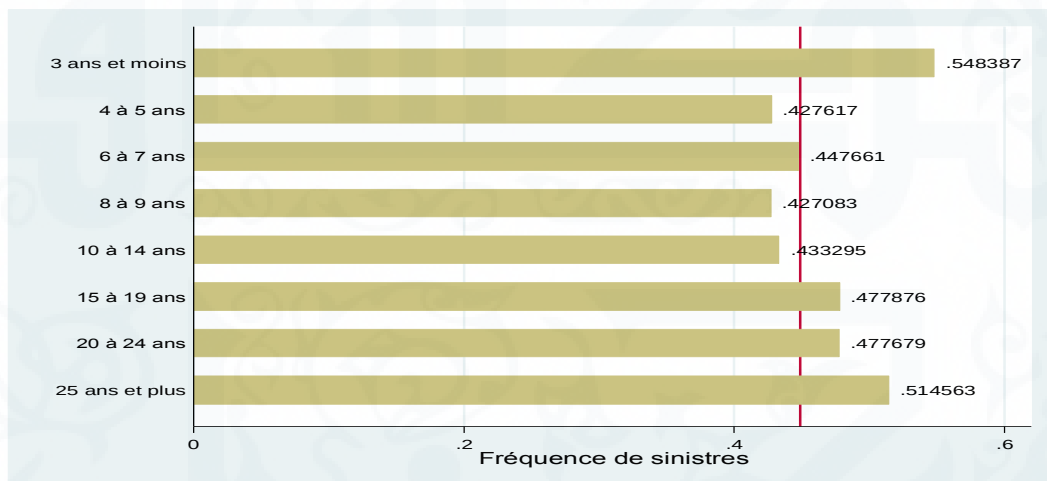
Figure 05 : fréquence de sinistres selon l'usage du véhicule.



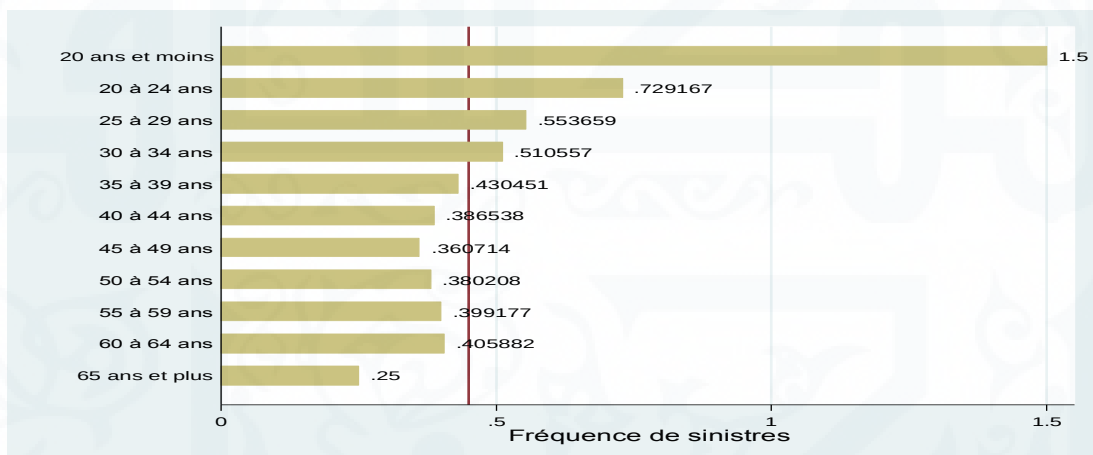
Source: élaborer par l'auteur à partir les données de la SAA

Figure 06 : fréquence de sinistres selon l'ancienneté de permis du conducteur.

Source: élaborer par l'auteur à partir les données de la SAA

Figure 07 : fréquence de sinistres selon l'âge du véhicule.

Source: élaborer par l'auteur à partir les données de la SAA

Figure 08 : fréquence de sinistres selon l'âge du conducteur.

Source: élaborer par l'auteur à partir les données de la SAA

Ces histogrammes appellent les quelques commentaires suivants :

- ◆ On constate une sous-sinistralité pour les femmes (0,40 contre 0,46 pour les hommes), qui ne représentent que 21,80% des assurés du portefeuille.
- ◆ La sur-sinistralité des jeunes conducteurs est évidente. Les fréquences de sinistres semblent décroître avec l'âge, passant de 1,5 à 0,73 puis à 0,55 et enfin à 0,25 pour les conducteurs âgés de plus de 65 ans. On remarque bien cette sur-sinistralité chez les conducteurs qui ont moins de 35 ans (graphe).
- ◆ Toutes choses égales par ailleurs, la sinistralité diminue avec l'ancienneté de permis. On remarque bien une sur-sinistralité chez les assurés possédant un nouveau permis de conduite. En effet, Les fréquences de sinistres semblent décroître avec l'ancienneté de permis, passant de 1,1 à 0,72 puis à 0,53 pour les conducteurs ayant une ancienneté de permis inférieure ou égale à 7 ans. En revanche, les fréquences de sinistres sont presque toutes inférieures à la moyenne totale du portefeuille (sous-sinistralité) pour les conducteurs ayant une ancienneté de permis supérieure ou égale à 8 ans.
- ◆ En ce qui concerne la puissance du véhicule, le genre du véhicule et l'âge du véhicule, on ne constate pas de grandes différences entre les différents niveaux de chacune de ces variables.
- ◆ La fréquence des sinistres est plus élevée chez les groupes « Affaire » et « Commerçant » par rapport les assurés des autres groupes (« Fonctionnaire » et « Auto-école, Taxi, Location »). En effet, les assurés du groupe « Affaire » ont la fréquence de sinistré la plus élevée (0,48), puis les assurés du groupe « Commerçant » avec fréquence de sinistré égale à 0,47. Pour les groupes « fonctionnaire » et « Auto-école, Taxi, Location », la fréquence de sinistré est en dessous à la moyenne totale du portefeuille, 0,41 pour le groupe « fonctionnaire » et 0,37 pour le groupe « Auto-école, Taxi, Location ».

2. Estimation des paramètres à l'aide de la technique GEE :

L'équation (11) est généralement résolue à l'aide d'une méthode de score de Fisher modifiée pour β et une estimation de moments pour α (PITREBOIS, et al., 2003c) et (LIANG & L.ZEGER, 1986)).

Sans aucune difficulté, La commande "**xtpoisson, pa corr (unstructured)**" de logiciel STATA permet d'obtenir les estimateurs de modèle GEE avec l'option « **unstructured** » pour le vecteur β . Une sélection[1] des variables, basée sur l'analyse de type 3, nous conduit à retenir les mêmes variables que pour le modèle Poisson à effets aléatoires. Les résultats finals de la régression de modèle Poisson à l'aide de la technique GEE sont présentés dans le tableau suivant:

Tableau 01: Résultats finals de l'estimation de modèle Poisson à l'aide de la technique GEE.

		Wald	chi2(5)=	167.64	
			Prob > chi2 =	0.0000	
N_{it}	Coefficient β	Écart-types de β	z	$P > z $	
Sexe (réf:femme)	0	0	0	.	
Homme	.1616085	.0729625	2.21	0.027	
Usage (réf:aff+fonct+com)	0	0	0	.	
Auto-école, taxi, location	-.230993	.0973482	-2.37	0.018	
Agp (réf:agp ≤ 5)	0	0	0	.	
5 < agp ≤ 7	-.2996573	.0726083	-4.13	0.000	

$7 < agp \leq 9$	-6085835	.1023899	-5.94	0.000
$agp > 9$	-8439433	.068977	-12.24	0.000
Constante	-4411818	.075952	-5.81	0.000

Source: élaborer par l'auteur à partir les données de la SAA

L'estimateur de $R(\alpha)$ est alors égale à:

$$\hat{R}(\alpha) = \begin{pmatrix} 1 & .0783429 & .0529825 \\ .0783429 & 1 & .0146558 \\ .0529825 & .0146558 & 1 \end{pmatrix}$$

La qualité de l'ajustement totale est bonne car le test de Wald de la significativité globale du modèle, qui obéit approximativement à la loi khi-deux à 5 degrés de liberté (Wald $\chi^2(5)=167.64$), indique que l'hypothèse de nullité conjointe de tous les paramètres du modèle est rejetée pour un seuil de risque égal à 5% (Prob > $\chi^2 = 0.0000$).

Donc, les variables de tarification a priori retenues par le modèle Poisson à l'aide de la technique GEE sont : le sexe, le code usage concerne le tarif appliqué et l'utilisation du véhicule et la variable l'expérience de conduite. D'après le tableau de l'estimation de ce modèle on constate que :

- ◆ Une augmentation de la sinistralité chez les hommes par rapport les femmes (signe positif de paramètre de régression).
- ◆ Une diminution de la sinistralité avec l'expérience de conduite (signes négatifs des paramètres de régression)
- ◆ Et le fait que l'assuré est Auto-école, taxi, location, la sinistralité est moins élevées par rapport les autres groupes (affaire, fonctionnaire et commerçant).

Le système de tarification automobile utilisé en Algérie se base essentiellement sur le genre, l'usage du véhicule et la puissance fiscale((CNA, 2009) et (LATRECHE, 2007)). Si on compare ce système de tarification avec les résultats obtenus par le modèle Poisson à l'aide de la technique GEE, on constate que:

- ◆ les variables genre et la puissance fiscale, utilisées par le système de tarification en Algérie, ne sont pas retenues par le modèle Poisson à l'aide de la technique GEE.
- ◆ des variables autres que les variables utilisées par le système de tarification en Algérie, telles que le sexe et l'expérience de conduite de l'assuré sont significatives pour expliquer la fréquence de sinistres.

De ce fait, on peut conclure que, le système de tarification automobile a priori utilisé en Algérie n'est pas optimal.

Pour terminer, le modèle Poisson à l'aide de la technique GEE nous a permis de segmenter notre portefeuille en 16 classes de risque homogènes (tarification a priori), la fréquence de sinistré, ainsi que le poids relatif à chaque classe de risque sont données dans le tableau (2). La première colonne de ce tableau donne les groupes de la variable sexe, la deuxième colonne donne les groupes de la variable usage et la troisième colonne donne les classes de la variable expérience de conduite. Le poids de chaque classe de risque en pourcentage est donné dans la quatrième colonne, et la fréquence moyenne de sinistré pour chaque classe de risque est donnée dans la colonne 5.

Tableau 02: Estimations des fréquences de sinistres des différentes classes de risque.

Le sexe	L'usage du véhicule	L'âge de permis	Poids (%)	fréquence
Femme	Affaire, Fonctionnaire Commerçant	$agp \leq 5$	4.37	.6432757
		$5 < agp \leq 7$	4.43	.4767137
		$7 < agp \leq 9$	3.13	.3500199
		$agp > 9$	9.47	.276616
	Auto-école, Taxi et Location	$agp \leq 5$	0.03	.5105969
		$5 < agp \leq 7$	0.07	.3783891
		$7 < agp \leq 9$	0.10	.2778265
		$agp > 9$	0.20	.2195626
Homme	Affaire, Fonctionnaire Commerçant	$agp \leq 5$	15.33	.7561063
		$5 < agp \leq 7$	12.93	.5603293
		$7 < agp \leq 9$	6.37	.4114133
		$agp > 9$	32.17	.3251344
	Auto-école, Taxi et Location	$agp \leq 5$	2.27	.6001556
		$5 < agp \leq 7$	2.40	.4447586
		$7 < agp \leq 9$	1.33	.3265573
		$agp > 9$	5.40	.2580738
Total		100	.4492686	

Source: élaborer par l'auteur à partir les données de la SAA

Nous rappelons ici que, la prime pure en assurance est égale à la fréquence moyenne de sinistré multipliée par le coût moyenne de sinistré observés de la catégorie des risques concernée.

3. Systèmes Bonus-Malus Multiplicatifs:

Dans la tarification dite *a priori*, l'idée est de séparer les contrats (et les assurés) en plusieurs catégories, de façon qu'à l'intérieur d'une catégorie, les risques puissent être considérés comme équivalents (DENUIT & CHARPENTIER, 2005). C'est-à-dire, l'ensemble hétérogène initial des risques est divisé en classes plus ou moins homogènes.

On parle alors de classes de risques. Les classes sont dites *a priori* lorsque il s'agit de classer de risque à partir d'information disponible *a priori* (sur l'assuré, et le bien assuré). On fixe alors un montant de prime pure *a priori*, dépendant des caractéristiques de l'assuré.

Les systèmes de tarification « *a priori* » exclusivement basés sur les variables tarifaires recueillies à la souscription ne permettent pas de cerner totalement le risque et ainsi de constituer des classes homogènes (PARTRAT & BESSON, 2005), la différence dans les statistiques de sinistres des assurés au sein d'une classe tarifaire ne doit pas seulement être attribuée au hasard mais doit être considéré dans une certaine mesure comme un reflet de l'influence des facteurs de risques qui n'ont

pas été pris en considération a priori. La prise en considération de l'historique des sinistres dans la tarification donne lieu à une deuxième forme de segmentation à posteriori au moyen d'un système de type Bonus-Malus.

La plupart des pays ont adopté le principe de clauses de Bonus-Malus dans la tarification de l'assurance automobile. On peut distinguer cependant deux grands types de mécanisme Bonus-Malus : les systèmes à classes et les systèmes multiplicatifs (ou « à la française »). Dans notre travail, l'attention se porte sur ce dernier type.

3.1. Système Bonus-Malus multiplicatifs algérien :

Dans les systèmes Bonus-Malus multiplicatifs, la prime payée par l'assuré est réduite en cas d'absence de sinistre (d'un pourcentage fixé) et une pénalité multiplicative est appliquée par sinistre déclaré.

Prenons ici le cas du système Bonus-Malus appliqué en Algérie, instauré en 1993. Il consiste à :

- ◆ Accorder des réductions sur la prime de responsabilité civile pour les assurés n'ayant pas fait l'objet d'accident au cours de la période d'observation.
- ◆ Majorer la prime de responsabilité civile est engagée, totalement ou partiellement dans la survenance d'un sinistre, au cours de la période d'observation.

La période d'observation correspond à deux années précédant la date du renouvellement du contrat. Et la prime retenue pour l'application du Bonus-Malus est la prime fixée au tarif de référence et afférente à la garantie responsabilité civile en matière d'assurance automobile.

Le Bonus-Malus est désigné en Algérie par le terme de coefficient de réduction-majoration. Un Bonus de 25% correspond à un coefficient de 75%. Un Bonus de 0% correspond à un coefficient de 1. Inversement un coefficient de 1,25 désigne un Malus de 25%. Le coefficient est arrondi par défaut deux chiffres après la virgule et évolue suivant les sinistres déclarés.

Les coefficients de réduction du système Bonus-Malus algérien sont présentés dans le tableau suivant :

Tableau 03: Les coefficients de réduction du système Bonus-Malus algérien

Durée cumulée d'assurance durant la période d'observation	Coefficient de réduction
Durée inférieure à 12 mois	,00
Durée égale ou supérieure à 12 mois et inférieure à 24 mois	,75
Durée égale ou supérieure à 24 mois	,65

Source: (SAA, 2010)

Les coefficients de majoration du système Bonus-Malus algérien sont déterminés en fonction de deux situations :

Tableau 04: Les coefficients de majoration du système Bonus-Malus algérien

Nombre de sinistres survenus	Coefficient de majoration
Assuré n'ayant pas de bonus au titre du contrat précédent	
01 sinistre	1,25
02 sinistres	2,00
03 sinistres	3,00
Assuré ayant un bonus au titre du contrat précédent	
01 sinistre	1,00

02 sinistres	1,25
03 sinistres	2,00
04 sinistres	3,00

Source: (SAA, 2010)

3.2. Construction d'un système Bonus-Malus multiplicatif :

Pour construire d'un système Bonus-Malus multiplicatif, (PITREBOIS, et al., 2003c) ont corrigés la prime (fréquence de sinistré) obtenue sans l'ajout de nombre de sinistres de l'année précédente comme variable explicative, par un facteur multiplicatif, obtenu par une régression de Poisson sur la seule variable « le nombre d'accidents de l'année précédente » et en mettant la fréquence de sinistré obtenu sans l'ajout de nombre de sinistres de l'année précédente comme variable explicative en OFFSET [2]. Les résultats de cette régression se trouvent dans le tableau suivant :

Tableau 05: résultats de l'estimation de modèle Poisson pour le modèle tenant compte de la sinistralité passée en incluant les variables explicatives en OFFSET.

N_{it}	Coefficient β	Écart-types de β	z	$P > z $
N_{it-1}	.362411	.1839649	1.97	0.049
Constante	-.230974	.0677343	-3.41	0.001
Offset	1	.	.	.

Source: élaborer par l'auteur à partir les données de la SAA

Cette manière de procéder fournit immédiatement des coefficients Bonus-Malus « à la française » (PITREBOIS, et al., 2003c). En effet, le tableau ci-dessus nous apprend que les assurés qui n'ont déclaré aucun sinistre sur l'année précédente verront leur prime multipliée par :

$$\exp(-0.230974) = 0.7938$$

Alors que ceux ayant déclaré k sinistres subiront une majoration de prime valant :

$$\exp(-0.230974 + k \times 0.362411) = 0.7938 \times (1.4368)^k$$

Cette équation permis de construire un système Bonus-Malus multiplicatif présenté dans le tableau suivant :

Tableau 06: coefficients du système Bonus-Malus à la française (système théorique).

Nombre de sinistres précédents	Coefficients de majoration/minoration
0 sinistre	0.7938
1 sinistre	1.1405
2 sinistres	1.6338
3 sinistres	2.3545

Source: élaborer par l'auteur à partir les données de la SAA

Le système appliqué par le ministère des Finances présenté dans les tables (3) et (4) diffère sur de nombreux points du système théorique présenté dans le tableau précédent:

- ♦ Le système appliqué par le ministère des Finances est borné supérieurement, alors que le système Bonus-Malus théorique est borné inférieurement.
- ♦ Les pénalités pour les accidents sont supérieures à celles déterminées par le modèle théorique. En plus, les bonus sont aussi supérieurs. Une année sans sinistre donne un bonus de 25% et un sinistre donne une majoration de la prime de 25%. Par contre, nous trouvons, avec le modèle théorique, un sinistre donne une majoration de la prime de 14%. et le bonus

est seulement 20%. Donc, le système Bonus-Malus appliqué par le ministre de finance nous semble plus sévère dans le cas de réalisation des sinistres, mais nous semble moins sévère dans le cas de l'absence de sinistres.

On peut conclure alors que le système Bonus-Malus appliqué par le ministre des finances n'est pas optimal.

Conclusion:

Les variables de tarification a priori retenues par le modèle Poisson à l'aide de la technique GEE sont : le sexe, le code usage concerne le tarif appliqué et l'utilisation du véhicule et la variable l'expérience de conduite. Donc, le modèle Poisson à l'aide de la technique GEE nous a permis de segmenter notre portefeuille en 16 classes de risque homogènes (tarification à priori). Le système de tarification automobile utilisé en Algérie se base essentiellement sur le genre, l'usage du véhicule et la puissance fiscale. Si on compare ce système de tarification avec les résultats obtenus par le modèle Poisson à l'aide de la technique GEE, on constate immédiatement que, le système de tarification automobile a priori utilisé en Algérie n'est pas optimal.

Le système bonus-malus appliqué par le ministère des Finances diffère sur de nombreux points du système théorique obtenu à l'aide de la méthode de (PITREBOIS, et al., 2003c). La comparaison entre les deux systèmes Bonus-Malus nous a permis de conclure que Le système bonus-malus appliqué par le ministère des Finances n'est pas optimal.

Notes:

[1] Cette analyse comparera le modèle complet ou non contraint (c'est-à-dire comprenant toutes les variables spécifiées dans le modèle) avec les différents modèles obtenus en supprimant une des variables, c'est-à-dire le modèle contraint. Ceci permet de tester la pertinence de chacune des variables explicatives, compte tenu des autres. Il s'agit donc de l'optique Backward de sélection des variables tarifaires: à chaque étape, on exclura la variable possédant la p – valeur la plus élevée, jusqu'à ce qu'aucune variable ne puisse plus être exclue (c'est à dire jusqu'à ce que toutes les p – valeurs soient inférieures à un seuil choisit par l'utilisateur, en générale 5%). Il convient ici de noter qu'une variable jugée pertinente à l'issue de l'analyse de type 3 pourrait comporter certains niveaux non-significatifs.

[2] Lorsque la variable à expliquer dans le cas d'un modèle linéaire généralisé dépend également linéairement d'une autre variable, cette dernière est déclarée offset et sert ainsi à "tarer" le modèle (BOISSEAU, 2006)

Bibliographie:

1. ALLAIN, E. & BRENAC, T., 2001. **Modèles linéaires généralisés appliqués à l'étude des nombres d'accidents sur des sites routiers : le modèle de Poisson et ses extensions**. la revue Recherche Transports Sécurité, Juillet-Septembre, Volume 72, pp. 3-18.
2. BOISSEAU, J.-P., 2006. **Solvabilité 2 et mesure de volatilité dans les provisions pour sinistres à payer**. Paris.
3. CNA, 2009. **L'Assurance Automobile**. [En ligne] Available at: <http://www.cna.dz/En-savoir-plus/Produits-d-assurance/Risques-lies-aux-biens-et-activites-de-la-vie-privée/L-Assurance-Automobile>[Accès le 13 Janvier 2010].
4. DENUIT, M. & CHARPENTIER, A., 2005. **Mathématique de l'assurance non-vie: tarification et provisionnement**. Paris: ECONOMICA.
5. DENUIT, M., DHAENE, J., GOOVAERTS, M. & KAAS, R., 2005. **Actuarial Theory for Dependent Risks Measures, Orders and Models**. The Atrium, Southern Gate, Chichester, West Sussex PO19 8SQ: John Wiley & Sons Ltd.
6. DENUIT, M., MARECHAL, X., PITREBOIS, S. & WALHIN, J.-F., 2007. **Actuarial Modelling of Claim Counts: Risk Classification, Credibility and Bonus-Malus Systems**. The Atrium, Southern Gate, Chichester, West Sussex PO19 8SQ, England: John Wiley & Sons Ltd.
7. DIONNE, G. & VANASSE, C., 1992. **Automobile insurance ratemaking in the presence of asymmetrical information**. Journal of Applied Econometrics, Volume 7, issue 2, pp. 149-165.
8. HENRIET, D. & ROCHET, J.-C., 1991. **Microéconomie de l'assurance**. Paris: ECONOMICA.
9. HILBE, J. M., 2011. **Negative Binomial Regression**. Second edition éd. New York: Published in the by Cambridge University Press, .
10. LATRECHE, A., 2007. **Estimation de la probabilité d'accident par le modèle Probit dans le cas de l'assurance automobile (Une étude empirique)**. Les annales ROAD (Recherche Opérationnelle et Aide à la Décision), Avril, Issue 15.
11. LEMAIRE, J., 1995. **Bonus-Malus Systems in Automobile Insurance**. Boston/Dordrecht/London: Kluwer Academic Publishers.
12. LIANG, K.-Y. & ZEGGER, S., 1986. **Longitudinal Data Analysis Using Generalized Linear Models**. Biometrika, April, 73(1), pp. 13-22.
13. NORBERG, R., 1976. **A Credibility Theory for Automobile Bonus Systems**. Scandinavian Actuarial Journal, pp. 92-107.
14. PAGLIA, A. & V. PHELIPPE-GUINVARC'H, M., 2011. **Tarification des risques en assurance non-vie, une approche par modèle d'apprentissage statistique**. BULLETIN FRANÇAIS D'ACTUARIAL, juillet - décembre, Vol. 11(n°22), pp. 49 - 81.
15. PARTRAT, C. & BESSON, J.-L., 2005. **Assurance non-vie: Modélisation, Simulation**. Paris: ECONOMICA.
16. PITREBOIS, S., DENUIT, M. & WALHIN, J.-F., 2003a. **Setting a bonus-malus in the presence of other rating factors: TAYLOR'S work revisited**. ASTIN BULLTIN, 33(2), pp. 419-436.
17. PITREBOIS, S., DENUIT, M. & WALHIN, J.-F., 2003b. **Marketing and Bonus-Malus Systems**. Berlin, Germany, s.n., pp. 2-40.
18. PITREBOIS, S., DENUIT, M. & WALHIN, J.-F., 2003c. **Tarification automobile sur données de panel**. Bulletin des Actuaire Suisses, pp. 51-81.
19. RIMI, R., 2015. **Un modèle de tarification optimal pour l'assurance automobile: une approche avec données de panel (le cas de la SAA)**.
20. KOLEA(ENSSEA (EX INPS)): thèse de doctorat non publiée.
21. ROLSKI, T., SCHMIDT, H., SCHMIDT, V. & TEUGELS, J., 1999. **Stochastic Processes for Insurance and Finance**. West Sussex : WILEY.
22. SAA, 2010. **Assurance auto: conditions générales**. Alger: visa N°01/MF/DGT/DASS/du 15.03.2010.
23. SECK, B., 2006. **Estimation pour les modèles linéaires généralisés : Approche marginale, approche conditionnelle et application**. FACULTE DES SCIENCES ET DE GENIE, UNIVERSITE LAVAL.
24. TAYLOR, G., 1997. **Setting a bonus-malus scale in the presence of other rating factors**. ASTIN BULLETIN, 27(2), pp. 319-327.
25. ZEGGER, S. L., LIANG, K.-Y. & ALBERT, P. S., 1988. **Models for Longitudinal Data: A Generalized Estimating Equation Approach**. Biometrics, December, 44(4), pp. 1049-1060.