Revue d'Economie et de Statistique Appliquée
Numéro 22 Décembre 2014
ISSN : 1112-234X

LE PROBLEME D'ALEA MORAL ET SA RESOLUTION DANS L'ASSURANCE AUTOMOBILE : ETUDE EMPIRIQUE (CAS DE LA CAAR)

Fadila MEDJTOH DIB[1]

Résumé :

Cet article propose une contribution à l'analyse du risque sur le marché de l'assurance automobile en présence du problème d'asymétrie d'information, la littérature économique distingue classiquement deux type d'asymétrie d'information : l'aléa moral (comportement caché) et la sélection adverse (information caché).

Parmi les solutions pour résoudre ce problème c'est l'application du système bonus malus .Le a été appliqué sur un échantillon aléatoire contenant 1000 assurés, ayant souscrit leurs contrats d'assurance durant l'année 2012 au niveau de la CAAR. Et pour lesquels nous disposons du nombre d'accidents passés provoqués durant les années précédentes : 2010, 2011,2012 afin d'ajuster la prime à posteriori.

Mots clés : aléa moral – lois poisson et poisson mélange – vraisemblance-bonus malus

INTRODUCTION :

Le besoin de sécurité est profondément ancré dans la nature humaine. Le marché des assurances est un contexte privilégié d'informationincomplète entre l'agent (l'assuré) et le principal (l'assureur). Un contrat d'assurance automobile permet de couvrir son souscripteur contre les risques d'accidents routiers, donc le principe consiste a demandé au preneur d'assurance une prime qui correspond au risque individuel qu'il ne peut pas être mis en pratique dés la souscription du contrat. L'objet de cet article consiste à appliquer les lois de probabilités (Poisson et Poissons-Mélanges), qui modélisent la survenance des accidents Nous présenterons dans ce chapitre les modèles généralement utilisés pour modéliser la distribution du nombre d'accidents dans le cas d'un portefeuille d'assurance (automobile).

Dans la première section, nous développerons les bases du modèle de Poisson avant d'examiner ses différentes extensions (Poisson mélanges), qui reposent sur le modèle Poisson-Gamma (Binomiale Négative), le modèle Poisson Inverse-Gaussien.

Dans la deuxième section, nous allons définir un système bonus-malus optimal basé exclusivement sur le nombre d'accidents, ensuite nous définirons l'estimateur de Bayes pour l'ensemble des modèles Poisson-Mélange.

[1] Maitre assistante classe A a l' enssea

Revue d'Economie et de Statistique Appliquée
Numéro 22 Décembre 2014
ISSN : 1112-234X

1.1. Construction des variables de l'échantillon et la répartition du nombre d'accidents :

Nous allons calculer pour chacune des variables étudiées :

- L'effectif des individus appartenant à chaque classe des variables
- La répartition du nombre d'accidents survenus durant l'année 2012, selon les variables relatives à l'assuré et à son véhicule

A. Variables relatives à l'assuré :

-La variable « Sexe » :

Tableau 4-1 : Répartition des effectifs selon le sexe

Sexe	Effectifs	Fréquences
Homme	778	77,8%
Femme	222	22,2%
Total	1000	100%

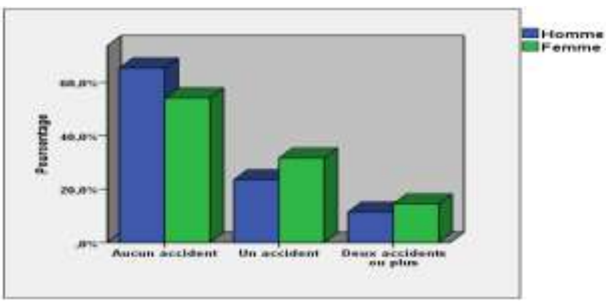


Figure 4-2 : Répartition du nombre d'accidents selon le sexe

D'après le tableau 4-1 nous observons que notre échantillon est constitué essentiellement d'hommes soit 77,8%, contre seulement 22,2% de femmes.

La figure 4-2 montre que les femmes font plus d'accidents que les hommes.

-La variable « Âge du conducteur » :

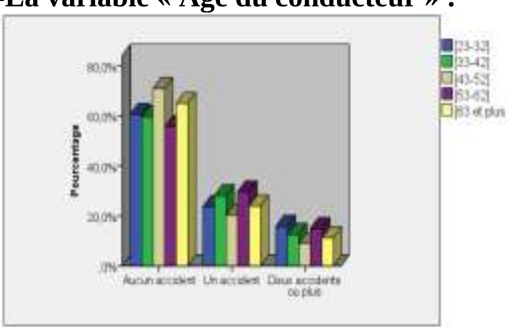


Figure 4-3 : Répartition du nombre d'accidents selon l'âge du conducteur

ISSN : 1112-234X

La figure 4-3 montre que près de 71 % des assurés ayant un âge compris entre [43-52 ans] n'ont causé aucun accident, et près de 9% seulement ont causé plus de deux accidents dans cette catégorie d'âge, suivie de la classe [63 et plus (les personnes âgées) avec un pourcentage de 11,19%, par contre ce pourcentage s'élève à 15,79% chez les jeunes conducteurs appartenant à la classe [23-32 ans].

Nous pouvons en conclure que les assurés âgés entre [43-52 ans] font moins d'accidents car ils sont mures et responsables contrairement au jeunes conducteurs.

-La variable « Ancienneté du permis de conduire » :

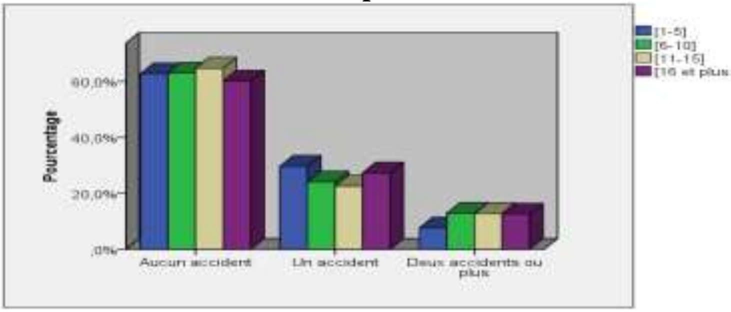


Figure 4-4 : Répartition du nombre d'accidents selon l'ancienneté du permis de conduire.

La figure 4-4 nous indique que 29,6 % des assurés qui ont un permis de conduire entre [1-5 ans] (nouveaux permis) ont fait un accident et 7,59% seulement de ces mêmes assurés provoquent deux accidents ou plus ,un pourcentage qui est inférieur par rapport à celui des autres classes où le permis est plus ancien. Mais en réalité l'ancienneté du permis ne reflète pas bien l'expérience de conduite car nous trouvons des conducteurs avec un permis ancien mais sans aucune expérience de conduite s'ils ne possèdent pas de véhicule. C'est pour cela que nous devons préciser que dans notre étude nous avons introduit la variable « ancienneté du permis » au lieu de « l'expérience de conduite » par manque d'information concernant cette dernière variable.

La variable « Catégorie socioprofessionnelle » :

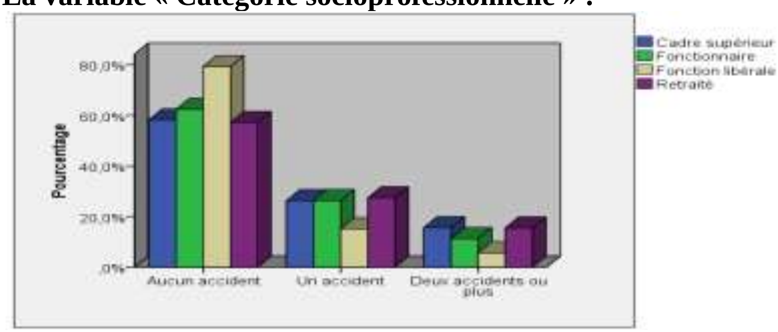


Figure 4-5 : Répartition du nombre d'accidents selon la catégorie socioprofessionnelle

Revue d'Economie et de Statistique Appliquée
Numéro 22 Décembre 2014
ISSN : 1112-234X

La figure 4-5 indique que le pourcentage des individus qui ont fait deux accidents ou plus est plus élevé pour la classe des cadres supérieurs et celle des retraités (plus de 15% pour chacune des deux classes).Nous expliquons ces résultats par le fait que les cadres supérieurs sont moins prudents, car ils sont généralement dotés de véhicules de service, et concernant les retraités cela est du a des caractéristiques non observables (à savoir : manque de reflexe dû a la vieillesse, la baisse de la capacité individuelle…).

-La variable « Région de résidence » :

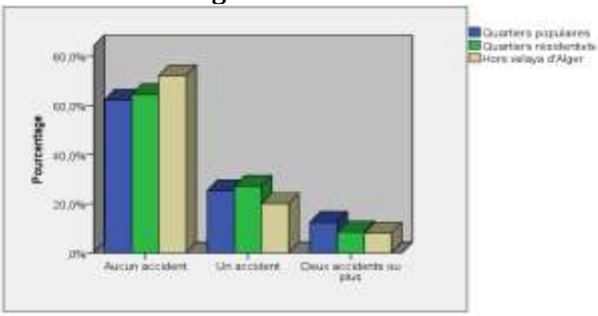


Figure 4-6: Répartition du nombre d'accidents selon la région de résidence

La figure 4-6 indique que près de 38% des assurés habitant les quartiers populaires ont provoqué plus d'un accident, un pourcentage légèrement supérieur à celui des assurés qui habitent les quartiers résidentiels (près de 36%).

Mais en réalité la région de résidence ne reflète pas bien la zone de circulation des assurés. C'est pour cela que nous devons préciser que dans notre étude nous avons introduit la variable « région de résidence » au lieu de la « zone de circulation » par manque d'information concernant cette dernière variable.

B. Variables relatives au véhicule :

-La variable « Puissance » :

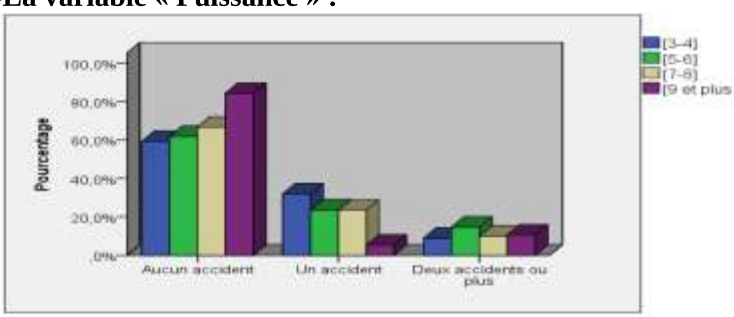


Figure 4-7 : Répartition du nombre d'accidents selon la puissance du véhicule

A partir de la figure 4-7 nous remarquons que plus de 84% des véhicules d'une puissance de [9 cv et plus, n'ont provoqué aucun accident, suivi de la classe [7-8 cv] avec un pourcentage près de 67%. Cependant plus de 40% des véhicules avec

Revue d'Economie et de Statistique Appliquée
Numéro 22 Décembre 2014
ISSN : 1112-234X

une puissance [3-4 cv] ont provoqué au moins un accident, un pourcentage nettement supérieur à celui des véhicules ayant une puissance [9 et plus, (15,79%). Ces résultats nous laissent supposer que plus le véhicule est puissant, plus le nombre d'accident est petit, ceci est peut être dû d'une part, au fait que les véhicules puissants sont chères, ce qui incite leurs propriétaires à être plus prudents, et d'autre part à la fiabilité de ces véhicules lors d'une éventuelle exposition à un danger routier.

-La variable « Usage » :

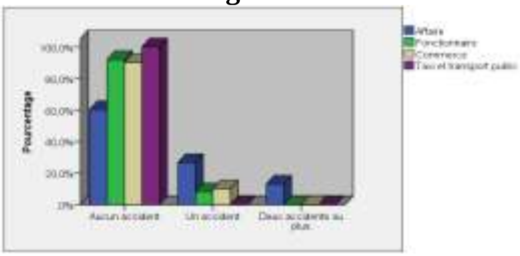


Figure 4-8 : Répartition du nombre d'accidents selon l'usage du véhicule

La figure 4-8 nous apprend que près de 40% des véhicules à usage « affaire » ont causé au moins un accident, un pourcentage nettement supérieur à celui des autres usages (commerce, fonctionnaire et taxi). Cela est peut être dû à l'application d'une réduction importante (plus de 40%) par les compagnies d'assurance aux propriétaires de véhicules à usage « affaire », ce qui les rend moins prudents. Nous remarquons aussi que la totalité des véhicules à usage « Taxi et transport public » n'ont provoqué aucun accident, cela nous permet d'émettre l'hypothèse que ces conducteurs sont plus prudents vu leurs responsabilités envers les personnes transportées.

-La variable « ancienneté du véhicule » :

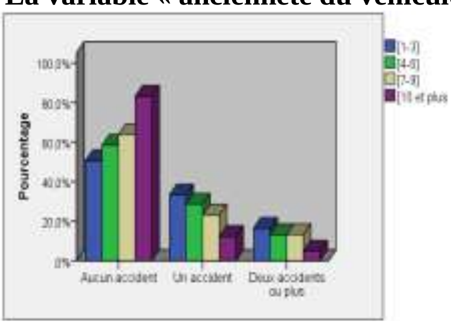


Figure 4-9 : Répartition du nombre d'accidents selon l'ancienneté du véhicule

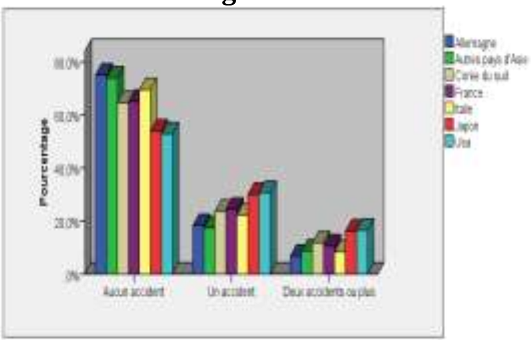
La figure 4-9 nous montre que plus de 83% des assurés ayant des véhicules dont l'âge dépasse 10 ans, n'ont provoqué aucun accident. Par contre près de 50% des assurés ayant des véhicules d'âge entre [1-3 ans] ont causé au moins un accident. Pour cela nous supposons que plus le véhicule est récent, plus il cause d'accident, car d'une part les assurés qui les possèdent ont généralement des revenus élevés

ISSN : 1112-234X

(ont la possibilité de réparer leurs véhicules en cas d'accidents ou de les changer) et d'autre part la majorité de ces véhicules sont bien couverts contre les risques (garantie tous risques).Ce qui rend ces assurés moins prudents.

Il est à signaler que la majorité des propriétaires d'anciens véhicules (dépassent 10 ans) ne déclarent pas les accidents minimes (vu les limites de leurs garanties)

-La variable « Origine du véhicule » :



La figure 4-10 nous montre que 75% des véhicules Allemands n'ont causé aucun accident, pareil pour ceux des autres pays d'Asie avec plus de 73%, bien que ces derniers (véhicules chinois, indiens…) arrivent en dernier rang en matière de qualité contrairement aux véhicules Allemands. Cela nous permet d'émettre l'hypothèse que la mauvaise qualité du véhicule n'entraine pas nécessairement la provocation d'accident.

Remarque :

1. L'analyse descriptive de notre échantillon, nous a donné un aperçu sur les différentes variables susceptibles d'expliquer la probabilité de survenance de sinistre. En effet, afin de déterminer les primes, les assureurs sélectionnent les variables qui leurs paraissent les plus significatives. Toutefois, cette technique ne tient pas compte des corrélations qui peuvent exister entre les variables c'est-à-dire, si les variables utilisées ne sont pas indépendantes, l'assureur risque dans ce cas de compter sans le savoir plusieurs fois le même facteur.

2. Etude descriptive de la variable nombre d'accidents :

Le tableau ci-dessous résume le résultat de l'étude descriptive de la variable nombre d'accidents (k= 0, 1, 2, 3, 4) et présente la relation entre cette dernière et le nombre d'assurés pendant trois ans (2010, 2011, 2012) :

ISSN : 1112-234X

Tableau 4-19 : Répartition des assurés selon le nombre d'accidents

N° d'accidents / Années	2010	2011	2012
0	590	601	628
1	263	267	252
2	99	92	83
3	37	27	32
4 et plus	11	13	5
Total	1000	1000	1000

Source : Elaboré sur Excel à partir des données collectées au niveau la CAAR

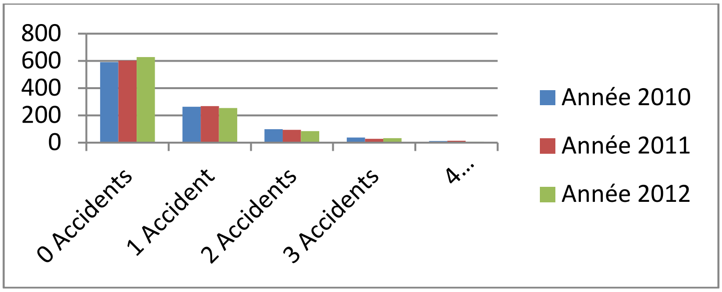


Figure 4-19 : Répartition des assurés selon le nombre d'accidents
Source : Cette figure est élaborée sur Excel inspirée des données de la CAAR

L'analyse de la figure 4-19 montre que la plupart des assurés n'ont causé aucun accident pour les trois ans, et confirme la notion de l'évènement rare (la survenance d'un accident), c'est-à-dire la probabilité d'avoir plus d'un accident est faible.

2. Application des modèles d'estimation

2.1. Test d'adéquation Khi- deux :

Le test de khi-deux est connue par la statistique suivante[2] : $\chi^2 = \sum_{k=0}^{m} \frac{(n_k - nP_k)^2}{nP_k}$

[2]Bernard Grais, Méthodes Statistiques,3[e] Edition : Dunod, 2003, page 161, 162, 163

ISSN : 1112-234X

La statistique de khi-deux suit approximativement la loi de khi-deux à $(k - q - 1)$ degré de liberté : $\chi^2 \sim {\chi^2}_{k-q-1}$

Où : q est le nombre de paramètres à estimer.

- Si $\chi^2 < {\chi^2}_{k-q-1}$: l'hypothèse H_0est acceptée
- Si $\chi^2 > {\chi^2}_{k-q-1}$: l'hypothèseH_0 est rejetée

2.2. L'estimation des modèles :

A. Test des distributions pour l'année 2010 :

-Modèle de poisson simple :

-Estimation du paramètre λ :

$\tilde{\lambda} = \bar{X}$ avec : $\bar{X} = \frac{1}{n}\sum_{k=0}^{m} k\, n_k\, \tilde{\lambda} = 0{,}616$

-Estimation des probabilités :

Le calcul des probabilités d'avoir k accidents, nous permet de calculer la distance du Khi-deux.

$$P_k = \frac{e^{-\lambda}\lambda^k}{k!}$$

Tableau 4-20 : Estimation des probabilités du modèle de poisson pour l'année 2010

k : nombre d'accidents	P_k : la probabilité d'avoir k accidents
0	0,540100
1	0,332701
2	0,102472
3	0,021040
4 et plus	0,003240
Total	≈1

Tableau 4-21 : Estimation du modèle poisson simple pour l'année 2010

Nombre d'accidents	L'effectif observé : n_k	L'effectif théorique : nP_k
0	590	540,100
1	263	332,701
2	99	102,472
3	37	21, 040
4	11	3,240

ISSN : 1112-234X

$$\tilde{\lambda} = 0{,}616$$

$\chi^2_{(3;0,95)} = 7{,}815$

$\chi^2_{(Calculé)} = 50{,}01$

L’hypothèse nulle « H_0 : La distribution de l’échantillon suit une loi de poisson » est rejetée car : $\chi^2_{(calculé)} > \chi^2_{(3;0,95)}$

La loi de Poisson modélise parfaitement les distributions homogènes (E (k_i) =Var (k_i)), elle est donc adéquate pour un individu, mais ne l’est pas pour un portefeuille automobile qui est par définition hétérogène. Ce qui nous suggère, l’application de loi Poisson – Mélange.

- Modèle Poisson- Gamma (Binomiale Négative) :

-Estimation des paramètres a et τ par la méthode des moments:

Les paramètres de la loi Binomiale Négative peuvent être interprétés de la manière suivante : « a représente le nombre d’accidents survenus pendant l’intervalle de temps noté τ »

$\tilde{\tau} = \frac{\overline{X}}{S^2 - \overline{X}}$, $\tilde{a} = \frac{\overline{X}^2}{S^2 - \overline{X}}$ Avec : $\overline{X} = \frac{1}{n}\sum_{k=0}^{m} n_k\, k$ et $S^2 = \frac{1}{n}\sum_{k=0}^{m} n_k (k - \overline{X})^2$ nous avons : $\overline{X} = 0{,}616$, $S^2 = 0{,}788544$, $\tilde{\tau} = 3{,}5701$ et $\tilde{a} = 2{,}1991$

-Estimation des probabilités :

Sachant que la probabilité d’avoir k accidents :

$P_k = \binom{k + a - 1}{k} \left(\frac{\tau}{1+\tau}\right)^a \left(\frac{1}{1+\tau}\right)^k$, donc $P_0 = \left(\frac{\tilde{\tau}}{1+\tilde{\tau}}\right)^{\tilde{a}}$, $P_{k+1} = \frac{k+\tilde{a}}{(k+1)(1+\tilde{\tau})} P_k$

Tableau 4-22 : Estimation du modèle binomial négatif pour l’année 2010

k : nombre d’accidents	P_k :	L’effectif observé : n_k	L’effectif théorique : nP_k
0	0,580962	590	580,962
1	0,279565	263	279,565
2	0,097851	99	97,851
3	0,029969	37	29,969
4 et plus	0,008523	11	8,523
Total	≈1		

ISSN : 1112-234X

$\tilde{a} = 2{,}1991$ $\tilde{\tau} = 3{,}5701$ ${\chi^2}_{(calculé)} = 3{,}504$ ${\chi^2}_{(2;0,95)} = 5{,}99$

${\chi^2}_{(calculé)} < {\chi^2}_{(2;0,95)}$: Signifie que l'hypothèse nulle « H_0: La distribution du nombre d'accidents suit une loi Binomiale-Négative » est acceptée. C'est à dire que la loi Binomiale-Négative modélise le phénomène de survenance d'accidents.

- Modèle Poisson-Inverse Gaussien :

Estimation des paramètres g et *h* par la méthode des moments:

$\tilde{g} = \overline{X} = 0{,}616 \quad , \quad \tilde{h} = \frac{S^2}{\overline{X}} - 1 = 0{,}2801$

-Estimation des probabilités :

$$P_0 = e^{\frac{g}{h}\left[1-\sqrt{(1+2h)}\right]}, P_1 = g\, P_0 (1+2h)^{-\frac{1}{2}} \quad P_k = \frac{h(k-1)(2k-3)\, P_{k-1} + g^2\, P_{k-2}}{(1+2h)k(k-1)} \quad , \; k \geq 2$$

Tableau 4-24 : Estimation du modèle poisson-inverse gaussien pour l'année 2010

k : nombre d'accidents	P_k :	L'effectif observé : n_k	L'effectif théorique : nP_k
0	0,578232	590	578,232
1	0,285162	263	285,162
2	0,095913	99	95,913
3	0,028778	37	28,778
4 et plus	0,008402	11	8,402
$\tilde{g} = 0{,}616$ $\tilde{h} = 0{,}2801$ ${\chi^2}_{(calculé)} = 5{,}2133$ ${\chi^2}_{(2;0,95)} = 5{,}99$			

${\chi^2}_{(calculé)} < {\chi^2}_{(2;0,95)}$ Signifie que l'hypothèse nulle « H_0: La distribution du nombre d'accidents suit une loiPoisson-Inverse Gaussienne » est acceptée. C'est-à-dire que la loi Poisson-Inverse Gaussiennemodélise le phénomène de survenance d'accidents.

B. Test des distributions pour l'année 2011 :

Le tableau suivant résume les résultats du test des distributions Poisson, Binomial Négative, Poisson- Inverse Gaussienne :

Tableau 4-26 : Test des distributions pour l'année 2011

ISSN : 1112-234X

k : nombre d'accidents	L'effectif observé : n_k	L'effectif théorique : nP_k		
		Poisson : $\tilde{\lambda} = 0{,}584$	B-N : $\tilde{a} = 2{,}119$ $\tilde{\tau} = 3{,}628$	P-I-G : $\tilde{g} = 0{,}584$ $\tilde{h} = 0{,}275$
0	601	557,663	597,019	594,425
1	267	325,675	273,332	278,727
2	92	95,097	92,095	90,107
3	27	18,512	27,319	26,222
4	13	2,702	7,553	7,474
$\chi^2_{(calculé)}$		57,1805	4,1039	4,7134
$\chi^2_{(tabulé)}$		7,815	5,99	5,99

D'après les résultats présentés dans le tableau précédent :

- L'hypothèse H_0 est rejetée pour le modèle de Poisson parce que la statistique de khi-deux calculée est supérieure à la statistique de khi-deux tabulée ($\chi^2_{(cal)} > \chi^2_{(tab)}$), donc la loi de Poisson ne modélise pas l'évènement de la survenance d'accidents.
- L'hypothèse H_0est acceptée pour les deux modèles Binomiale Négatif et Poisson Inverse Gaussien, car la statistique de khi-deux calculée est inférieure à la statistique de khi-deux tabulée ($\chi^2_{(cal)} < \chi^2_{(tab)}$), donc ces deux lois modélisent bien le phénomène de survenance d'accidents.

C. Test des distributions pour l'année 2012 :

Le tableau suivant résume les résultats du test des distributions Poisson, Binomial Négative, Poisson- Inverse Gaussienne :

Tableau 4-27 : Test des distributions pour l'année 2012

k : nombre d'accidents	L'effectif observé : n_k	L'effectif théorique : nP_k		
		Poisson : $\tilde{\lambda} = 0{,}534$	B-N : $\tilde{a} = 2{,}146$ $\tilde{\tau} = 4{,}019$	P-I-G : $\tilde{g} = 0{,}534$ $\tilde{h} = 0{,}248$
0	626	586,255	620,718	618,615
1	252	313,060	265,431	269,943
2	83	83,587	83,190	81,318
3	32	14,878	22,906	22,075
4	5	1,986	5,871	5,874
$\chi^2_{(calculé)}$		39,1612	4,5048	5,96
$\chi^2_{(tabulé)}$		7,815	5,99	5,99

Les résultats donnés par le tableau montre que :

- L'hypothèse H_0est rejetée pour le modèle Poisson.
- L'hypothèse H_0est acceptée pour les deux modèles (Binomial Négatif et Poisson- Inverse Gaussienne).

ISSN : 1112-234X

C'est-à-dire que ces deux lois modélisent bien le phénomène de survenance d'accidents contrairement à la loi de Poisson.

3. La construction d'un système bonus-malus optimal

3.1. Système bonus-malus optimal du modèle Poisson-Gamma (Binomial Négatif) :

Après avoir estimé les paramètres et les probabilités du modèle Binomial négatif, vient l'application de ce modèle pour évaluer la prime à posteriori basée exclusivement sur le nombre d'accidents passés.

Pour l'année 2010, après l'ajustement de l'échantillon par la loi Binomiale Négative, nous avons obtenu les valeurs des estimateurs des paramètres de la distribution :

$\tilde{a} = 2{,}1991$, $\tilde{\tau} = 3{,}5701$,Le paramètre λ de risque représente le nombre moyen d'accidents est estimé par :

$$\tilde{\lambda} = \frac{\tilde{a}}{\tilde{\tau}} = 0{,}6159$$

λ_{t+1} Estimé par Bayes permet à chaque assuré de payer une prime à $t+1$ correspondant à sa sinistralité antérieure. La prime que doit payer l'assuré qui a provoqué k accidents est :

$P_{t+1}(k_1, \dots, k_t) = P_0 \frac{\tilde{a}+\bar{k}}{\tilde{\tau}+t}\frac{\tilde{\tau}}{\tilde{a}} = P_0\left(\frac{\tilde{a}+\bar{k}}{\tilde{a}+t\tilde{\lambda}}\right)$ (proposé par Dionne et Vanasse)
Sachant que : $\bar{k} = \sum_{j=1}^{t} k_j$

A l'instant t=0, l'assureur ne possède aucune information sur l'assuré et lui impose donc une prime arbitrairement[3] : $P_0 = P_{2010} = 100\ dinars$

Puis, la prime se verra modifiée selon le total du nombre de sinistres causés durant la période « 2010-2014 ».

L'application des formules sur les données de notre échantillon pour obtenir un système Bonus – Malus Optimal du modèle Binomial Négatif.

Tableau 4-28 : Calcul des primes par le modèle poisson-gamma

Unité de mesure : dinars

T \ k	0	1	2	3	4 et plus
0 (2010)	100	-	-	-	-
1 (2011)	78,118	113,641	184,687	291,256	433,348
2 (2012)	64,094	93,239	151,530	238,967	355,549
3 (2013)	54,338	79,048	128,467	202,595	301,433
4 (2014)	47,160	68,605	111,496	175,832	261,614

Lecture du tableau :

Nous observons à partir du tableau ci-dessus que lorsque t=0 (pendant l'année 2010), tous les assurés paieront une prime de base unique qui est égale à 100 DA.

[3]Prime de base : unique à tous les individus de la population

ISSN : 1112-234X

Il faut noter qu'il y a deux variables seulement qui peuvent différencier le risque individuel et faire varier la prime entre les assurés ; il s'agit de :

- La première variable qui est le nombre d'accidents enregistrés k , un assuré qui a provoqué un accident pendant la première période paiera une prime de 113,641 DA dans la période suivante, donc sa prime a été majorée de 13,641% de la prime de base. Mais s'il n'avait enregistré aucun accident, il aurait payé seulement 78,118 DA, ainsi il aurait bénéficié d'une minoration de près de 22% de la prime de base. Par contre, si durant la première année il enregistre plus d'un accident, deux accidents par exemple, sa prime sera majorée de 84,687% de la prime de base (100 DA).

- La seconde variable qui est le facteur du temps t : un assuré « A » qui a causé un accident durant la première période (2010), paiera une prime total (113,641 DA) en 2011, supérieure à celle d'un autre assuré « B » ayant provoqué le même nombre d'accident pendant une autre période autre que la première (la troisième par exemple) qui est de 79,048 DA (payée en 2013). Bien que les deux assurés aient le même nombre d'accidents dans la même tranche temporelle totale (une année).

La lecture du tableau nous a permis de constater que la prime est une fonction croissante du nombre d'accidents.

3.2. Le modèle général avec composante de régression :

A. Estimation des coefficients du modèle binomial négatif :

Tableau 4-29 : Estimation des coefficients du modèle binomiale négatif (avec composante de régression)

Dependent Variable: NOMBRE D'ACCIDENTS
Method: Generalized Linear Model (Quadratic Hill Climbing)
Included observations: 1000
Family: Negative Binomial (k = 2)
Link: Log

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob
Age du conducteur	0.049572	0.066037	0.750671	0.4529
Ancienneté du permis	0.050778	0.066466	0.763978	0.4449
Ancienneté du véhicule	- 0.262971	0.070822	- 3.713144	0.0002 *
Catégorie Socioprofessionnelle	0.000315	0.081761	0.003853	0.9969
Pays d'origine du véhicule	0.075340	0.038331	1.965509	0.0494 *
Puissance	0.041436	0.093591	0.442740	0.6580
Région de résidence	- 0.069704	0.144960	- 0.480848	0.6306
Sexe	- 0.208257	0.157297	- 1.323973	0.1855

ISSN : 1112-234X

Usage	- 1.251161	0.388829	- 3.217770	0.0013 *
C	0.775666	0.569556	1.361879	0.1732

Les résultats du tableau ci-dessus nous montrent que les variables significatives sont les suivantes : Ancienneté du véhicule, Pays d'origine du véhicule et l'Usage.

Cette signification est validée statistiquement par la validité des probabilités :

- Sig de la variable Ancienneté du véhicule = 0,0002< 0,05
- Sig de la variable Pays d'origine du véhicule = 0,0494< 0,05
- Sig de la variable Usage du véhicule = 0,0013 < 0,05

B. Estimation des coefficients du modèle binomial négatif par modalités pour les variables explicatives significatives :

Les modalités des variables significatives sont notées comme suit :

-la variable « Ancienneté du véhicule » : $\begin{cases} \text{ANC\_VH1} : [1-3] \\ \text{ANC\_VH2} : [4-6] \\ \text{ANC\_VH3} : [7-9] \\ \text{ANC\_VH4} : [10 \text{ et plus}] \end{cases}$

Sachant que : ANC_VH1 : $[1-3]$ est la modalité de référence

-la variable « Pays d'origine du véhicule » : $\begin{cases} \text{PAYS\_VH1} : \text{Allemagne} \\ \text{PAYS\_VH2} : \text{Autres pays d'Asie} \\ \text{PAYS\_VH3} : \text{Corée du sud} \\ \text{PAYS\_VH4} : \text{France} \\ \text{PAYS\_VH5} : \text{Italie} \\ \text{PAYS\_VH6} : \text{Japon} \\ \text{PAYS\_VH7} : \text{USA} \end{cases}$

Sachant que : PAYS_VH1 : Allemagne est la modalité de référence

-la variable «Usage du véhicule » : $\begin{cases} \text{USG1} : \text{Affaire} \\ \text{USG2} : \text{Foctionnaire} \\ \text{USG3} : \text{Commerce} \\ \text{USG4} : \text{Taxi et transport puplic} \end{cases}$

Sachant que : USG1 : Affaire est la modalité de référence

Tableau 4-30 : Estimation des coefficients du modèle binomial négatif par modalités pour les variables explicatives significatives

Dependent Variable: NOMBRE D'ACCIDENTS
Method: Generalized Linear Model (Quadratic Hill Climbing)
Included observations: 1000
Family: Negative Binomial (k = 2)
Link: Log

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob
ANC_VH2	-0.245273	0.162542	-1.508983	0.1313

ISSN : 1112-234X

ANC_VH3	-0.315558	0.211610	-1.491224	0.1359
ANC_VH4	-0.897391	0.231195	-3.881525	0.0001*
PAYS_VH2	0.056046	0.505451	0.110884	0.9117
PAYS_VH3	0.307344	0.287966	1.067293	0.2858
PAYS_VH4	0.344308	0.255557	1.347286	0.1779
PAYS_VH5	0.099247	0.440490	0.225310	0.8217
PAYS_VH6	0.548564	0.276409	1.984610	0.0472*
PAYS_VH7	0.431503	0.291396	1.480812	0.1387
USG2	-1.438928	0.507620	-2.834657	0.0046*
USG3	-1.279820	1.127876	-1.134717	0.2565
USG4	-28.59904	848854.5	-0.0000337	1.0000
C	-0.637710	0.252121	-2.529384	0.0114

Les résultats du tableau 4-30 nous montrent que les modalités significatives sont les suivantes

- Ancienneté du véhicule4 : [10 et plus],
- Pays d'origine du véhicule6 : Japon
- Usage2 : Foctionnaire.

Cette signification est validée statistiquement par la validité des probabilités :

- Sig de la modalité Ancienneté du véhicule «[10 ans et plus] » = 0,0001< 0,05
- Sig de la modalité Pays d'origine du véhicule « Japon » = 0,0472< 0,05
- Sig de la modalité Usage du véhicule « Fonctionnaire » = 0,0046 < 0,05

Bibliographie

❖ **Les ouvrages :**

- Tosetti (A), *Assurance (Comptabilité – Réglementation - Actuariat),* Edition : Economica, 2002

Grais (B), Méthodes Statistiques, 3eEdition : Dunod, 2003

- Partrat(C) et Besson (J), *Assurance Non-Vie, Modélisation, Simulation,* Edition : Economica, 2005
- Ewald (F) et Lorenzi(J.H), *Encyclopédie de l'Assurance,* Edition : Economica, Paris, 1997
- Landel(J), Namin(L), *Manuel de l'Assurance Automobile*, 3e Edition : l'Argus de l'Assurance, 2008
- Lemaire(J), *Automobile Insurance : Actuarial Models,* Edition: Kluwer-Nijhoff Publishing, 1985
- Lemaire(J), Bonus-Malus *Systems in Automobile Insurance,* Boston-Dordrecht-London, Edition : Kluwer Academic Publishers, Avril 1995
- De Boissieu (J.L), *Introduction à l'Assurance, Marché, Contrats, Technique,* Edition : l'Argus de l'assurance, 2005

ISSN : 1112-234X

- Yeatman(J), *Manuel International de l'Assurance,* Edition : Economica, 1998
- Denuit(M), Charpentier(A), *Mathématiques de l'Assurance Non-Vie, Tarification et Provisionnement,* Tome II, Edition : Economica, 2004

❖ **Les articles :**

- Latreche(A), *tarification d'expérience par les lois mélangées,* les annales Recherche Opérationnelle et Aide à la Décision, n° 34 juillet 2008
- Article.02 ,30,56,60, de l'ordonnance 95/07 relative aux assurances
- K-Zerrouki (Actuaire), Cours d'actuariat non vie, 5éme année Ingénieur d'Etat, Option : Finance et Actuariat, 2012-2013
- Luc Tremblay, Using The Poisson Inverse Gaussian In Bonus-Malus Systems
- Mohamed Lezoul M A- Université Oran- Algérie, La Situation Actuelle du Secteur Des Assurances en Algérie, Quelles sont les alternatives ? : Recueil de communication du colloque international : les sociétés d'assurances traditionnelles el les sociétés d'assurances Takaful, entre la théorie et l'expérience pratique 25, 26 avril 2011
- N. Essis-Breton, Méthodes du calcul de la prime : Bonus-malus, Réassurance, Système aléatoire à liaisons complètes, Université Laval, 2009
- Olfa N. Ghali, Un modèle de tarification optimal pour l'assurance automobile dans le cadre d'un marché réglementé : application à la Tunisie, cahier de recherche 01-09, décembre 2001

❖ **Les rapports :**

- Bulletin des assurances n° 20, 3éme trimestre 2012 (CNA)
- Note de conjoncture du marché des assurances, 2éme trimestre 2012 (CNA)
- Rapport de stage « Organisation de la compagnie algérienne d'assurance et de réassurance CAAR », 2008
- Revue de l'assurance n° 1 du 1er semestre 2012, éditée par le CNA