

CÁLCULO Y VALORACIÓN ACTUARIAL DE PRIMAS DE SEGUROS DE VEHÍCULOS EN LA PROVINCIA DEL GUAYAS

Salazar Danny¹, Sandoya Fernando²

RESUMEN

El presente trabajo desarrolla un modelo actuarial para valorar las primas de un seguro de vehículos considerando el comportamiento de la persona cuando conduce. Ya que los datos no provienen de aseguradora alguna se tomó como supuesto que el portafolio de clientes sean todos los dueños de vehículos en la Provincia del Guayas. En su primera parte, se muestran conceptos básicos del Sistema Bonus Malus, comparando los seguros de vida con los seguros de no-vida.

En la segunda parte, se analiza el portafolio de asegurados, mostrando que Guayaquil es la ciudad de la Provincia con mayor índice relativo de accidentes. Los buses y camiones presentan mayor cantidad de daños graves. La desobediencia a las leyes de tránsito es una de las principales causas de accidentes, observándose que el 71,5% desencadenaron daños leves a los vehículos, el 96,6% son de estructura metálica.

Para finalizar se muestra como se construye el modelo actuarial, ajustando la distribución de accidentes a la distribución binomial negativa. Luego modelando los descuentos y recargos propios del Sistema Bonus Malus a través del principio de la Utilidad Cero, logrando que los recargos sean menos estrictos.

Se presentan tablas y gráficos que complementan el contenido de este trabajo.

Palabras Claves: Sistema Bonus Malus, Seguros de Vehículos, Primas, Análisis Actuarial

*Salazar Danny, Ingeniero en Estadística Informática 2004; (e-mail: dsalazar81@hotmail.com)
Sandoya Fernando, Matemático, Escuela Superior Politécnica Nacional, Profesor de ESPOL; (e-mail: fsandoya@espol.edu.ec).*

1. INTRODUCCIÓN

La mayoría de las empresas aseguradoras en el país ofertan seguros desarrollados para otras realidades que no se ajustan plenamente a la situación nacional, por lo que no se puede brindar un mejor servicio y generar mayor eficiencia al comprador.

En la actualidad los seguros de vehículos desarrollados obvian una situación muy importante, el comportamiento del cliente en pleno uso del seguro, fijémonos en el caso de los conductores que evitan daños, no es justo que ellos paguen lo mismo que los conductores con antecedentes negativos.

Es por eso que tomamos en cuenta el Modelo BONUS-MALUS para desarrollar un modelo actuarial que permita establecer el valor de las primas basándose en el historial del cliente, modelo por el cual utilizamos los datos históricos de siniestros ocurridos en la Provincia del Guayas.

2. SISTEMA BONUS MALUS

El modelo BONUS-MALUS se basa en la teoría matemática de seguros de no-vida. Desarrollar seguros bajo este concepto puede resultar un poco complicado ya que mientras en el campo del seguro de vida, la compañía usualmente paga al asegurado cuando muere o la póliza cumple su período de vigencia, en el campo del seguro de no-vida el asegurado puede ser víctima de algunas pérdidas tales como en el caso de seguro de automóviles, seguros de robo de casa e incendio.

Además en el seguro de vida, la cantidad a ser pagada por la compañía es determinada por la inspección de modo que se la conoce de antemano. En el caso de seguros de no-vida la cantidad a pagar por la compañía es una variable aleatoria, de modo que hay que tener mayores cuidados para tener un sistema económicamente balanceado.

Los problemas estadísticos asociados con la estimación de los parámetros son más difíciles de calcular en el campo de seguro de no-vida. En los seguros de vida basta con revisiones periódicas para mantener actualizadas las primas. En cambio, en el campo del seguro de no-vida, cualquier cambio en las condiciones económicas hace que los cálculos de los índices de las primas sean mucho más difíciles de realizar.

Otro punto importante es el concerniente a la duración de las pólizas, generalmente en el ramo de seguros de vida las pólizas casi siempre son de larga duración (10 años) mientras que esto es imposible de realizar en los seguros de no-vida ya que los contratos y renovaciones deben ser anuales.

En un seguro de no-vida, una estimación a priori del riesgo es difícil, algunas veces imposible. Hombre, mujer, joven, viejo, ¿cómo se puede establecer una prioridad que permita una estimación a priori sin resultar en discriminación?

Dada la dificultad de crear modelos en el campo de seguros de no-vida, muchas veces las primas se establecen de manera antitécnica, perjudicando en la mayoría de los casos a los usuarios, y en otros casos originando déficit y quiebra en las aseguradoras, por esto aquí se aborda el tema y se trata de dar el mayor esfuerzo para obtener un resultado técnicamente responsable acorde a las necesidades de seguridad de las partes involucradas en el seguro.

3. ANÁLISIS ESTADÍSTICO

Comenzamos analizando las principales características del portafolio, a través de un análisis estadístico con el objetivo de establecer estimadores a priori del riesgo del asegurado a accidentarse, a continuación los análisis desarrollados.

3.1 Análisis univariado

Para este análisis se tomó como base de estudio a los 13536 vehículos involucrados en accidentes en la Provincia del Guayas entre los años 2000 y 2002; a continuación se presentan tablas de frecuencia y gráficos.

Estado del vehículo

El 71.5% de los vehículos accidentados presentaron daños leves, menor proporción de vehículos registraron daños más severos teniendo daño grave 26.3% y destrozo 2.2%.

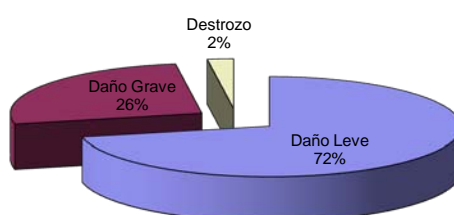


Gráfico 1.- Estado del Vehículo

Código de zona

El 90.8% del total de accidentes registrados en la provincia ocurrieron en la ciudad de Guayaquil, en el resto de áreas de la provincia fueron reportados muy pocos.

Año de fabricación

La mayoría de siniestros pertenecen a los vehículos cuyo período de tiempo de fabricación es más reciente, el cual comprende entre los años 1989 a 2002 con un 58.8%, esto puede deberse a que existen más vehículos de este periodo que viejos y por eso hay tantos reportes.

Tipo de vehículo

El tipo de vehículo más reportado es el Automóvil con el 39.5% de todos los casos en estudio. Los automóviles, camionetas y buses tienen la mayor participación en los accidentes, con un 79,4%

Tipo de ente

Los vehículos accidentados en el estudio pertenecen en un 87.7% a personas particulares y 12.3% registrados a empresas.

Causa de Accidente

Esta es quizás la variable más importante por las conclusiones que se pueden obtener basándose en ella, la causa más relevante es la “Desobediencia del conductor” con un 65.4% del total de accidentes, esto muestra que los factores culturales de nuestra sociedad influyen en la cantidad de accidentes.

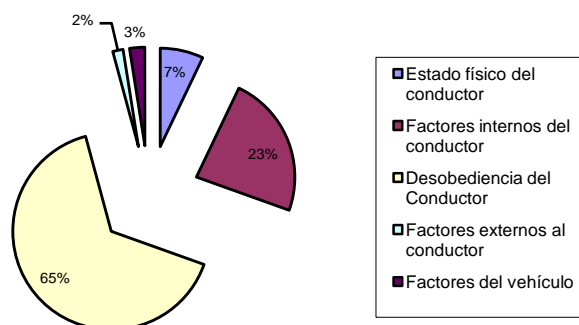


Gráfico 2.- Causa de Accidentes

3.2 Análisis Bivariado

A continuación se presenta el análisis estadístico bivariado con el fin de probar la existencia de correlación entre las variables en estudio, para tener una mejor idea de cómo se asocian las mismas.

Estado del vehículo Vs. Móvil del accidente

465 vehículos de cada 1000 que sufren su accidente por motivo catalogado como normal conllevan un daño leve a la estructura del vehículo; el móvil “sin frenos” es el segundo con mayor presencia. Además, el nivel de significancia obtenido en la tabla de contingencia rechaza la hipótesis nula de independencia de las variables (valor-p = 0). Valores sobre móviles cruzados con otros estados se presentan en la Tabla I

Tabla I.- Distribución conjunta entre Estado del Vehículo y Móvil del Accidente

ESTADO DEL VEHÍCULO	MÓVIL DEL ACCIDENTE					Total
	Normal	Sin frenos	Explosión de llanta	Desplazamiento de llanta	Dirección rota	
Leve	0,465	0,241	0,006	0,001	0,001	0,715
Grave	0,250	0,008	0,004	0,001	0,001	0,263
Destrozado	0,019	0,002	0,001	0,000	0	0,022
Total	0,734	0,251	0,011	0,002	0,002	1

Estado del Vehículo Vs. Marca

Los vehículos más lujosos no sufren tantos accidentes y si los sufren presentan daños leves, ya que sus dueños suelen ser más cuidadosos o también porque no quieren denunciar el accidente por vergüenza o algún otro motivo. Los daños leves se concentran entre las categorías Popular y Semilujo. Refiérase a la Tabla II.

Tabla II.- Distribución conjunta entre Estado del Vehículo y Marca

ESTADO DEL VEHÍCULO	MARCA					Total
	Lujo	Semi-lujo	Popular	Económico	Otros	
Leve	0,037	0,211	0,296	0,113	0,057	0,715
Grave	0,016	0,074	0,113	0,042	0,019	0,263
Destrozado	0,001	0,005	0,010	0,005	0,002	0,022
Total	0,053	0,290	0,419	0,160	0,078	1,000

3.2 Análisis multivariado

Una vez que tenemos una idea de nuestro portafolio, procedemos a la aplicación de técnicas estadísticas multivariadas para obtener ecuaciones que estimen el riesgo del asegurado cuando contrate la póliza de seguro (a priori) en función de sus características y del vehículo que asegura. A continuación se muestra la aplicación de diversas técnicas con el fin de lograr la meta.

3.2.1 Análisis de componentes principales para datos categóricos

El objetivo del análisis de componentes principales es la reducción de un conjunto original grande de variables en un conjunto más pequeño de componentes no correlacionadas que representen la mayor parte de la información encontrada en las variables originales.

No se consideró el análisis de componentes principales típico porque este asume relaciones lineales entre las variables numéricas, y como vimos, la mayoría de las variables son de tipo categóricas, de manera que utilizamos la aproximación por escalamiento óptimo, el cual permite escalar las variables a diferentes niveles. El análisis de componentes principales categórico se conoce también por el acrónimo CATPCA, del inglés CATEGorical Principal Components Análisis, o como PRINCALS.

Luego de utilizar este método con todas las variables del estudio utilizando 11 componentes se llegaba a una representación del 70% de la varianza impidiendo mayor facilidad en el análisis, por tal motivo lo rechazamos y probamos con grupos de variables por separado.

Análisis con las variables Causa de Accidente, Tipo de Vehículo y Estado del Vehículo

A pesar de obtener el 69.14% de representación de la varianza se considera esta combinación de variables muy importante. Así, vemos que las variables Estado del Vehículo y Tipo de Vehículo son altamente correlacionadas y que ambas tienen correlación negativa con la variable Causa de Accidente, esto quiere decir que vehículos con estructuras más ligeras tienen daños más graves causados por factores como agotamiento, embriaguez, impericia, distracción del conductor entre otros.

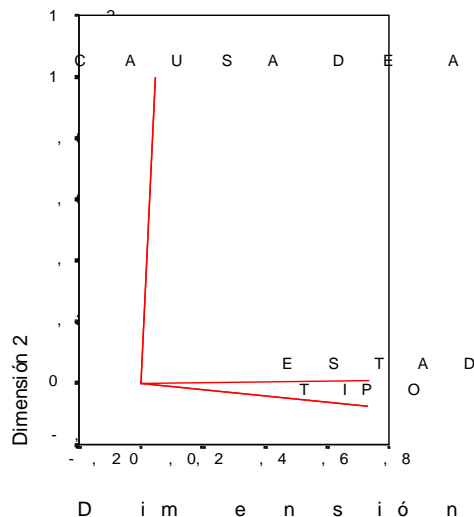


Gráfico 3- Carga de los componentes

Análisis con las variables Uso, Marca, Tipo de Combustible, Tipo de Vehículo y Tipo de Persona

Analizando este grupo de variables vemos que las 2 componentes principales absorben el 75,2% de la varianza de las variables originales.

El software estadístico SPSS nos permite realizar este análisis inclusive mostrándonos información acerca de las categorías de las variables, es por esto que en el Gráfico 4

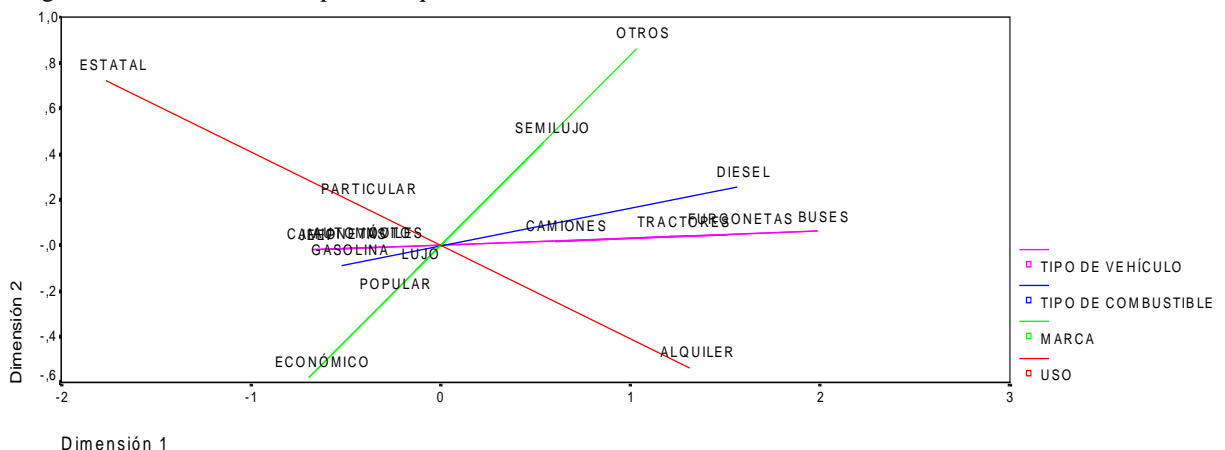


Gráfico 4.- Puntos para las categorías en los gráficos conjuntos

Vemos que los vehículos accidentados livianos que usan gasolina son particulares, principalmente de las categorías Lujo y Popular. También notamos que los vehículos accidentados pesados que utilizan diesel son de alquiler y la marca es catalogada como Otros.

El Gráfico 4 es muy interesante ya que nos muestra que componente es el que absorbe la mayor representatividad de los datos originales, además de la correlación existente entre ellos. Tipo de Combustible y Tipo de Vehículo están correlacionadas positivamente y negativamente con Uso y Marca respectivamente, esto se deduce por estar estas ubicadas a lados opuestos.

Análisis con las variables Año de Fabricación, Estado del Vehículo y Estructura del Vehículo

El análisis efectuado con estas tres variables muestra que los dos componente absorbieron el 72,2% de la varianza, siendo este un nivel aceptable. Como vemos el Gráfico 5 las variables Año de Fabricación y Estructura del Vehículo son correlacionadas negativamente puesto que se encuentran a extremos opuestos indicando que vehículos accidentados con mayor antigüedad tienen estructura más débil. Estas dos variables al estar ubicadas al extremo opuesto de Estado del Vehículo indican que la mayoría de vehículos sufren daños leves, en especial aquellos de estructura metálica que tienen como años de fabricación entre 1982 y 1989.

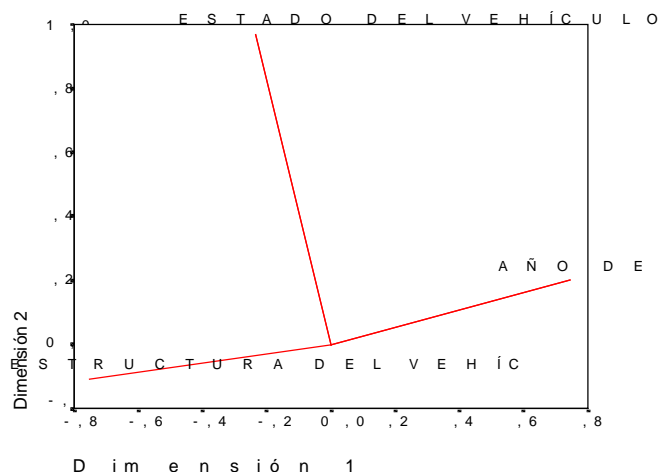


Gráfico 5.- Carga de los componentes

3.2.2 Regresión lineal por pasos sucesivos

En esta sección se probó obteniendo la ecuación de la regresión lineal utilizando pasos sucesivos de manera que en cada iteración se introduzcan cada una de las variables y si se las excluye del modelo si estas no poseen un nivel de tolerancia mínimo de 0.0001 para su aceptación. El nivel de tolerancia nos permite determinar si las variables independientes son multicolineales es decir si están relacionadas entre sí.

Así, tenemos que en la iteración 7 obtuvimos un coeficiente de correlación múltiple de 0,041 por lo que desechamos la ecuación resultante. Ver Cuadro 1

Cuadro 1.- Coeficiente de correlación múltiple

Iteración	R	R ²
7	,204	,041

3.2.3 Análisis Discriminante

Puesto que la regresión intentada no dio buenos resultados se procede a realizar un análisis discriminante a las variables, tomando como la variable de agrupación Cantidad, representando el número de accidentes del propietario del vehículo. Vemos que el procedimiento arrojó 3 funciones discriminantes que explican el 100% de la varianza de las variables en estudio. Ver Tabla III. A pesar de esto no es aceptado ya que debido al valor-p=0 es debido rechazar la hipótesis nula sobre la evidencia estadística de que las matrices difieren.

Tabla III.- Proporción de la varianza explicada

Función	% Var.	% acum.	Correlación Canónica
1	94,7	94,7	,213
2	4,0	98,7	,045
3	1,3	100,0	,026

Pese a obtener un mayor conocimiento del portafolio en estudio no se pudo lograr la meta de encontrar una herramienta que sea capaz de estimar el riesgo a priori del asegurado, por consiguiente se desarrollará el sistema bajo estimación del riesgo a posteriori, en otras palabras, si un asegurado es nuevo ingresará con el riesgo promedio del portafolio y luego del año de la póliza se estimará su riesgo en función de su comportamiento.

4. DESARROLLO DEL SISTEMA

En este capítulo procedemos a detectar, medir e introducir dentro de la tarifa de la prima del seguro los factores que influyen en el riesgo, entendiéndose como tal a la propensión de tener un accidente de tránsito mientras la persona conduce.

Existen muchas maneras de implementarlo, la idea básica de penalizar y otorgar descuentos según el comportamiento del conductor se mantiene pero el actuario lo puede implementar de distintas maneras, difieren en aspectos tales como: número de clases, reglas de transición, niveles de la prima, etc. Por consiguiente en el desarrollo de esta tesis debemos desarrollar un sistema óptimo el cual por definición satisfaga las necesidades de los asegurados y del asegurador logrando equilibrio financiero y justicia entendiéndose como tal a que cada asegurado pague una prima proporcional a su riesgo.

Se disponen de dos modelos matemáticos, el primero asume que todos los asegurados tienen el mismo riesgo de accidentarse, mientras que el segundo asume la heterogeneidad del riesgo para casa asegurado. Para elegir bajo

que modelo vamos a construir el sistema debemos probar las hipótesis concernientes al riesgo que proponen los modelos.

4.1 Modelo de Poisson

Este primer modelo asume que todos los asegurados tienen el mismo riesgo subyacente, es decir, la ocurrencia de un accidente constituye un evento aleatorio y no hay razón para penalizar a los asegurados responsables por aquel accidente.

Es decir que dado el número de accidentes en un intervalo de tiempo (t , t+Δt) se tienen que formular 3 supuesto, los cuales darán origen a la función de probabilidad de que ocurran k accidentes:

- 1.- Mientras más tiempo una persona conduce mayor probabilidad tiene de accidentarse.
- 2.- La probabilidad de que ocurra más de un accidente es muy pequeña.
- 3.- Si tenemos dos intervalos de tiempo separados entonces el número de accidentes relacionados con esos intervalos de tiempo son independientes.

Por consiguiente tenemos la función para k accidentes:
$$p_k = \frac{e^{-\lambda} \lambda^k}{k!}, \quad k \geq 0$$

Una vez obtenida la función procedemos a realizar la prueba de bondad de ajuste χ^2 para probar que la distribución observada en el portafolio procede de una distribución de Poisson con $\lambda_{estimado} = 0.03563788$.

La distribución de accidentes es la correspondiente al año 2000, ver Tabla IV. Luego del análisis concluimos que no procede de una Poisson con $\lambda = 0.03563788$, refiérase al Cuadro 2. Por lo que el modelo no puede ser utilizado ya que la hipótesis de homogeneidad del portafolio nos es compatible con el análisis estadístico efectuado, de manera que probamos el siguiente modelo.

Tabla IV.- Distribución de accidentes		Cuadro 2.- Bondad de ajuste, Poisson ($\lambda=0.03563788$)
Número de k accidentes	Número de asegurados con k accidentes	<p>H_0: el número de accidentes sigue una distribución de Poisson.</p> <p>H_1: el número de accidentes no sigue una distribución de Poisson.</p> <p style="text-align: center;">$\chi^2(0.05,2) = 5.991$</p> <p>Estadístico de Prueba: 62.4388 > 5.991</p> <p>Región de Rechazo: $\chi^2 > \chi^2_{(0.05,2)}$</p>
0	180948	
1	6314	
2	171	
3	8	
Total	187441	

4.2 Modelo de la Binomial Negativa

En este modelo suponemos que los asegurados no tienen el mismo riesgo subyacente, es decir el comportamiento de los asegurados es heterogéneo y justifica la introducción de un Sistema Bonus Malus ya que el riesgo de accidentarse es significativamente diferente entre cada asegurado y por ende se justifica el recargo o el descuento en la prima a pagar ya que se refleja directamente en función de su riesgo.

Suponemos que la distribución del número de accidentes para cada asegurado sigue una Distribución de Poisson,

$$p_k(\lambda) = \frac{e^{-\lambda} \lambda^k}{k!} \quad \begin{array}{l} k = 0, 1, \dots, \infty \\ \lambda: \text{el promedio de accidentes de cada asegurado} \end{array}$$

Cada asegurado está caracterizado de acuerdo al valor de su parámetro λ por lo que λ es considerado una variable aleatoria. Seleccionemos como la distribución de λ una distribución Γ con función de densidad:

$$u(\lambda) = \frac{dU(\lambda)}{d\lambda} = \frac{\tau^a e^{-\tau\lambda} \lambda^{a-1}}{\Gamma(a)} \quad (a, \tau) > 0, \text{ con media } \frac{a}{\tau} \text{ y varianza } \frac{a}{\tau^2}$$

$$p_k = \int_0^{\infty} p_k(\lambda) dU(\lambda)$$

Desarrollando la expresión tenemos que la función de probabilidad de que ocurran k accidentes es una distribución binomial negativa, de media $m = a / \tau$ y varianza

$$\sigma^2 = \frac{a}{\tau} \left(1 + \frac{1}{\tau} \right)$$

Probamos entonces mediante la Bondad de Ajuste que la distribución observada corresponde a una binomial negativa. Obtenemos por el método de los momentos estimadores de m y σ^2 con los valores observados en la muestra, teniendo: $m = 0,03563788$ y $\sigma^2 = 0,03644848$.

Esto lleva a los estimadores de τ y a :

$$\hat{\tau} = \frac{\bar{x}}{s^2 - x} = 43,9648161 \qquad \hat{a} = \frac{x^{-2}}{s^2 - x} = 1,5668128$$

Debido a que el valor del estadístico de prueba es menor al valor 5.991 concluimos que existe suficiente evidencia estadística de que esta variable sigue una distribución Binomial Negativa. Ver Cuadro 3.

Cuadro 3- Bondad de ajuste, Binomial Negativa ($\tau=43,9648161$, $\hat{a}=1,5668128$)

H_0 : el número de accidentes sigue una distribución Binomial Negativa.
H_1 : el número de accidentes no sigue una distribución Binomial Negativa.
$\chi^2(0.05,2) = 5.991$
Estadístico de Prueba: $4,595149 > 5.991$
Región de Rechazo: $\chi^2 > \chi^2_{(0.05,2)}$

4.3 Aplicación

Como se ha venido mostrando la prima pura requerida para un asegurado puede ser calculada en función de su frecuencia de accidentes. Considerando un asegurado observado por t años y denotando con k_j el número de accidentes reportados en los cuales él estuvo involucrado durante el año j . La información concerniente al asegurado es un vector (k_1, \dots, k_t) . Ver Gráfico 6

Asegurado

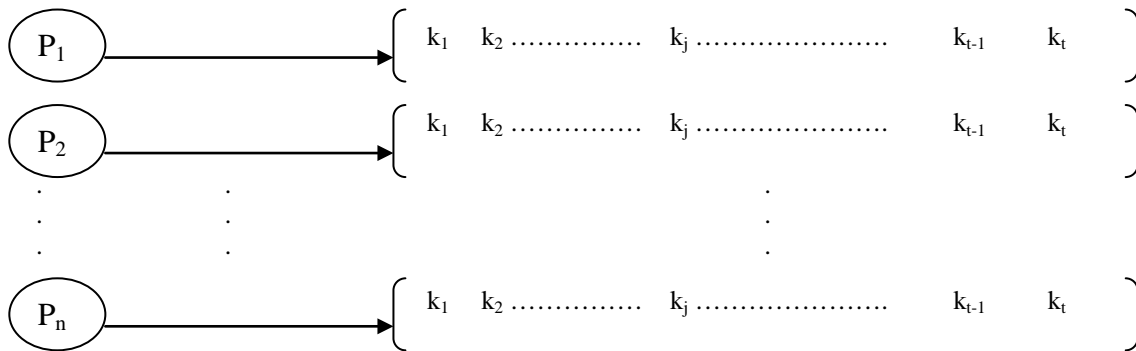


Gráfico 6.- Historial por Asegurado

Las variables k_j son las realizaciones de variables aleatorias K_j , independientes e idénticamente distribuidas (sin cambio subyacente en la frecuencia de los accidentes). Con cada grupo de observaciones k_1, \dots, k_t , asociamos un número $\lambda_{t+1}(k_1, \dots, k_t)$, que es el mejor estimador de λ en el instante $t+1$.

El problema de decisión puede ser visto de la siguiente manera. Dada una serie de variables aleatorias independientes e idénticamente distribuidas K_1, \dots, K_t, \dots , se debe determinar un conjunto de funciones $\lambda_{t+1}(k_1, \dots, k_t)$, $t = 0, \dots, \infty$, con el cual se estime λ de manera óptima y secuencial.

Definiendo los valores posibles que puede tomar el parámetro desconocido λ , el espacio de estrategias del actuario al tiempo $t+1$ y la función del riesgo del actuario al tiempo $t+1$ se obtiene la esperanza matemática a posteriori de λ dado por:

$$\lambda_{t+1}(k_1, \dots, k_t) = \int_0^{\infty} \lambda dU(\lambda | k_1, \dots, k_t);$$

Siendo :

$$dU(\lambda | k_1, \dots, k_t) = \frac{P(k_1, \dots, k_t | \lambda) dU(\lambda)}{\bar{P}(k_1, \dots, k_t)}, \qquad \text{y} \qquad \bar{P}(k_1, \dots, k_t) = \int_0^{\infty} P(k_1, \dots, k_t | \lambda) dU(\lambda)$$

Sabiendo que si una distribución a priori de λ es una distribución Γ con parámetros a y τ , entonces la distribución a posteriori es también una Γ pero con parámetros $\tau' = \tau + t$ y $a' = a + k$, tenemos que:

$$\lambda_{t+1}(k_1, \dots, k_t) = \frac{a + k}{\tau + t}$$

Una vez obtenida la frecuencia de accidentes a posteriori debemos optimizar el sistema construido. Existen muchos principios que pueden ser utilizados para realizar este trabajo, probaremos la conveniencia de 2 de ellos, el Principio del valor esperado y el Principio de la utilidad cero.

4.3.1 Principio del valor esperado

Este principio consiste en hacerle pagar al asegurado la prima pura (la misma a todos) más una cantidad extra proporcional a la prima pura. Es decir que el asegurado con el historial (k_1, \dots, k_t) deberá pagar una prima igual a:

$$P_{t+1}(k_1, \dots, k_t) = (1 + \alpha) \frac{a + k}{\tau + t}$$

Recordemos que para que sea óptimo debe ser financieramente balanceado, esto es verdadero ya que el promedio del estimador de la frecuencia de accidentes es igual a la media a priori a/τ , para cada t (el factor $1+\alpha$ es parte del estimador):

$$\sum \lambda_{t+1}(k_1, \dots, k_t) \bar{P}(k_1, \dots, k_t) = \frac{a}{\tau}$$

De modo que para una prima base de 100 unidades monetarias tenemos que la prima a posteriori es igual a:

$$P'_{t+1}(k_1, \dots, k_t) = \frac{100 \frac{a + k}{\tau + t}}{\frac{a}{\tau}} = 100 \frac{(a + k)\tau}{(\tau + t)a}$$

En este sistema óptimo vemos que el número de años consecutivos libres de accidentes que son necesarios para volver a una prima de 100 unidades monetarias es de 28, este es un período de tiempo bastante largo pero necesario porque estos valores fueron obtenidos en función del riesgo en el portafolio. Ver Gráfico 7

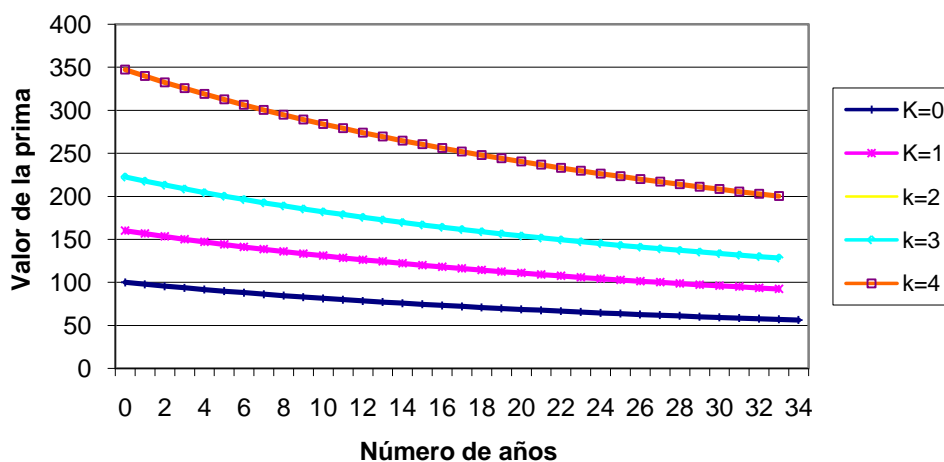


Gráfico 7.- Valores de la prima usando el principio del valor esperado

4.3.2 Principio de la utilidad cero

Este principio se toma en cuenta la utilidad esperada de la empresa al momento y después de que se suscribe la póliza, de manera que la situación del asegurador es evaluada a través de una función de utilidad $u(x)$:

$$u(R) = \int_0^{\infty} u(R + P - x) dG(x),$$

Dado R como las reservas de la compañía y utilizando una función exponencial como $u(x)$, teniendo:

$$u(x) = \frac{1}{c} (1 - e^{-cx}) \quad \text{para } c > 0$$

Una función de utilidad puede ser de tres tipos, dependiendo de la aversión al riesgo que se utilice, en la ecuación anterior la aversión al riesgo es representada por el parámetro c , de manera que para un determinado grado de aversión al riesgo una compañía puede medir su utilidad esperada.

La prima es entonces calculada multiplicando $1/c$ por el logaritmo de la función de generadora de momentos de la distribución de accidentes, en este caso sería el de la distribución binomial negativa, obteniendo:

$$P = \frac{1}{c} \text{Log} \int_0^{\infty} e^{\lambda(e^c - 1)} \frac{\tau^a e^{-\tau\lambda} \lambda^{a-1}}{\Gamma(a)} d\lambda \quad \text{siendo } M(c, \lambda) = e^{\lambda(e^c - 1)}$$

función Poisson

Desarrollando la integral obtenemos el valor de la prima con el parámetro c de aversión al riesgo

$$P_{t+1}(k_1, \dots, k_t) = 46,28 \times \left(\frac{a+k}{c} \left| \text{Log} \left(\frac{\tau+t}{\tau+t-e^c+1} \right) \right| \right)$$

Tomamos como aversión al riesgo el valor $c = 0.4$ para ser más equitativos al momento de evaluar la situación de la compañía con respecto a sus asegurados.

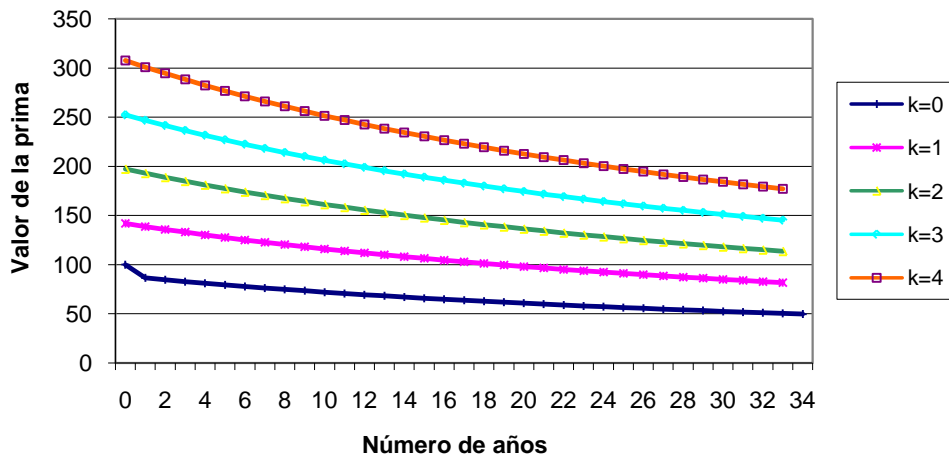


Gráfico 8.- Valores de la prima usando el principio de la utilidad cero

En proporción, los descuentos y recargas a la prima son mayores y menores respectivamente en relación a los obtenidos mediante el principio del valor esperado. Por consiguiente mediante este principio de la utilidad cero se refleja en mejor medida el riesgo de los asegurados sin recargar demasiado las primas y concediendo mayores descuentos por buen comportamiento. Ver Gráfico 8.

Una vez encontrado el mejor modelo para ajustar la prima según el riesgo del asegurado queda concluido este trabajo.

4.- CONCLUSIONES

A lo largo de este trabajo se ha tratado sobre la posible introducción de un Sistema Bonus Malus en la Provincia del Guayas. Se inició con una introducción sobre el sistema. Luego se procedió a conocer acerca de los accidentes de tránsito en la provincia tomando como período de estudio los años 2000 a 2002, mientras que para la elaboración del Sistema Bonus Malus de la provincia se tomó el período 2000-2001. A continuación las conclusiones más relevantes extraídas de este trabajo:

1. Guayaquil es la ciudad con mayor índice relativo de accidentes en el periodo de estudio de 2000-2002 dentro de la Provincia del Guayas, siendo los vehículos más nuevos los más accidentados.
2. Según la CTG el principal móvil de los accidentes se deben a circunstancias normales, esta opción se caracteriza por ser utilizada por los oficiales cuando no se dispone de suficiente información acerca del percance por lo cual no necesariamente refleja la realidad.
3. Los automóviles, camionetas y buses, en ese orden, son los vehículos más accidentados en la provincia, sobre todo los automóviles particulares.
4. La principal causa de los accidentes se debe a características propias de un infractor, la falta de obediencia a las leyes de tránsito tales como pasarse la luz roja, ir en exceso de velocidad entre otras, estos son factores culturales muy arraigados en nuestra gente.
5. Factores internos y externos del conductor son las principales causas cuyos vehículos accidentados pertenecen en su mayoría a la categoría Popular.
6. La mayoría de los accidentes producidos (71.5%) solo desencadenaron daños leves a la estructura del vehículo.
7. Para el año 2000-2001 se registraron 6308 vehículos involucrados en accidentes en la provincia de un total de 187441 vehículos matriculados, lo cual nos indica una muy baja proporción de accidentes por lo que la probabilidad de verse involucrado en un accidente es muy baja, 0.03365326.

8. Se tuvo problemas con la información de los accidentes puesto que no se pudo establecer una estimación a priori del riesgo de accidentarse mientras conduce el asegurado. Debido a la dispersión de los datos ningún modelo de regresión se ajustó significativamente.
9. El número de asegurados accidentados se ajusta a una distribución binomial negativa, de modo que al encontrar la distribución de procedencia se pudo establecer una estimación a posteriori del asegurado, es decir que el asegurado en su primer año entra con una prima proporcional al riesgo promedio de manera que en los siguientes años se vaya modificando dicho valor en función de su comportamiento precedente.
10. El principio de la utilidad cero resultó ser la mejor herramienta para calcular el valor de las primas en función del riesgo, y usando la estimación a posteriori podemos notar el movimiento del valor de la prima según el número de accidentes y tiempo.
11. Según el modelo, generando valores para un seguro con base de \$100 vemos que el bajo riesgo del portafolio de asegurados es proporcional a la prima que pagan, puesto que para un asegurado nuevo no cometiendo accidente alguno en el primer año el descuento en el monto a pagar es bastante generoso, de igual manera las cargas que se imponen no son tan altas como vimos que sí sucede en otros países. Sin embargo esta conclusión esta supeditada a la toma de datos por parte de los oficiales de la Comisión de Tránsito del Guayas, como es bien sabido en nuestro medio es muy común pactar con el oficial de tránsito para que el accidente no sea reportado de manera que el número total de accidentes contenidos en la base de datos facilitada por la institución podría no reflejar la real cantidad de accidentes de tránsito influyendo en gran medida al valor de la prima ya que depende del riesgo de accidentarse.

En conclusión el beneficio social que se obtendría por la aplicación de este sistema en la provincia será muy bueno ya que además de incentivar el ámbito de conducir con precaución se estaría estimulando monetariamente esta conducta.

BIBLIOGRAFÍA

1. D. Salazar, "Cálculo y Valoración actuarial de primas de seguros de vehículos en la Provincia del Guayas" (Tesis, Instituto de Ciencias Matemáticas, Escuela Superior Politécnica del Litoral, 2004)
2. Jean Lemaire, Automobile Insurance, Actuarial Models (Estados Unidos, Kluwer-Nijhoff Publishing, 1985)
3. David Vera, David Vargas (2001), Anuario 2000. Comisión de Tránsito de la Provincia del Guayas (Dirección de Ingeniería, Guayaquil, 2001)
4. John E. Freund y Ronald E. Walpole, Estadística matemática con aplicaciones (4ta.Edición, México, Prentice Hall, 1990)
5. Jean Lemaire, "A comparative analysis of most European and Japanese Bonus Malus System", *The Journal of Risk and Insurance*, 55 (1988), pp. 660–681
6. William Mendenhall y Terry Sincich, Probabilidad y Estadística para Ingeniería y Ciencias (4ta.Edición, Naucalpan de Juárez, Estado de México, Prentice-Hall Hispanoamericana S.A., 1997)