

Aplicación del análisis bayesiano a la planificación de medidas de seguridad de la circulación vial

JOSÉ M. PARDILLO MAYORA (*)

RESUMEN En este artículo se presenta un método de análisis estadístico bayesiano de los datos sobre accidentes de circulación aplicado a la planificación de los programas de mejora de la seguridad vial. El método descrito permite mejorar la precisión del análisis respecto al que se aplica habitualmente, al tener en cuenta la componente aleatoria de los accidentes y la relación entre su frecuencia y los volúmenes de circulación. También permite resolver algunos de los problemas que afectan a los métodos clásicos, y en particular el efecto de la regresión hacia la media.

A partir de la estimación de la distribución de probabilidad del valor hacia el que tiende a largo plazo la media del índice de peligrosidad en cada emplazamiento de la red, realizada por un procedimiento bayesiano, se establecen los criterios de detección de tramos con concentración de accidentes, los órdenes de prioridad de las actuaciones de mejora de la seguridad y la evaluación de resultados de las actuaciones desarrolladas.

Finalmente se describe la aplicación experimental del método, que ha permitido poner a punto la metodología que se presenta mediante su aplicación a un caso real.

APPLICATION OF BAYESIAN ANALYSIS TO ROAD SAFETY IMPROVEMENT SCHEMES PLANNING

ABSTRACT This article presents a method of bayesian statistical analysis of traffic accidents data for road safety improvement measures planning. Its approach takes into account the random nature of accident occurrence and the relationship between accident frequencies and traffic volumes, thus yielding greater accuracy in the analysis than currently used methods. It also solves some of the problems that classical methods have, in particular the regression to the mean effect.

The probability distribution of the long-term accident rate in each site of the network is estimated through a bayesian procedure, and the results are used to obtain the criteria for black spot identification, to select the road safety schemes to be implemented, and to assess the results of previously implemented measures.

Finally an experimental application of the method, that has allowed to test the methodology in a real case is described.

Palabras clave: Estadística; Bayesiano; Accidentes; Planificación; Seguridad de la circulación vial.

Las técnicas de recopilación, análisis y evaluación de datos estadísticos de accidentes constituyen una herramienta básica para el desarrollo de los programas de mejora de la seguridad en la circulación vial.

Con frecuencia se han utilizado los métodos estadísticos más generales para el análisis de los datos de accidentes, a pesar de que en muchos casos no resultan adecuados para abordar el problema. Así por ejemplo, es habitual el uso de test basados en la distribución normal. La consecuencia es que se pierde una gran cantidad de información estadística. Por ello, en distintos países se han desarrollado una serie de métodos estadísticos que permiten tratar el problema con mayor precisión.

En el Departamento de Transportes de la ETSICCP de Madrid se ha llevado a cabo en los últimos años una investigación sobre la aplicación de los métodos estadísticos bayesianos a la planificación de actuaciones de mejora de la seguridad vial [Pardillo, 1995]¹⁾ y se ha desarrollado un método que permite abordar sistemáticamente los tres aspectos siguientes para el conjunto de una red de carreteras:

1) identificación de tramos con concentración de accidentes;

2) establecimiento de un orden de prioridad en cuanto al desarrollo de las actuaciones de tratamiento de los tramos con concentración de accidentes y de las actuaciones preventivas de mejora de la seguridad;

3) evaluación de los resultados de las actuaciones desarrolladas.

Los métodos estadísticos bayesianos se distinguen del resto por el hecho de que cualquier parámetro de un problema se considera como el valor de una variable aleatoria con una determinada distribución de probabilidad. Se supone que la distribución de probabilidad del parámetro puede ser determinada antes de disponer de datos estadísticos, a partir del conocimiento general del fenómeno estudiado y la información previa disponible. Esta distribución

(*) Dr. Ingeniero de Caminos, Canales y Puertos. Departamento de Ingeniería Civil - Transportes. ETSI Caminos, Canales y Puertos, UPM.

se conoce como distribución "a priori" del parámetro. Una vez que se dispone de datos, el teorema de Bayes permite convertir la distribución "a priori" del parámetro en distribución "a posteriori" en función de la información.

La aplicación de la metodología bayesiana suele estar asociada a la interpretación subjetiva de la probabilidad, en la que ésta se considera como la medida del grado de confianza en la realización de un suceso, en contraste con la interpretación clásica, en la que la probabilidad se considera como una frecuencia relativa. La distribución "a priori" describe el grado de creencia del investigador antes de disponer de datos, mientras que la distribución "a posteriori" representa la opinión del investigador a la vista de los datos.

Los métodos bayesianos se pueden dividir a su vez en bayesianos puros y bayesianos empíricos. El enfoque bayesiano puro asume la información previa sin utilizar ningún dato, mientras que el bayesiano empírico trata de obtener una estimación "a priori" de los parámetros desconocidos a partir de los datos. Este planteamiento, que tiene sus debilidades teóricas, hace sin embargo el procedimiento más atractivo desde el punto de vista clásico, ya que parece más objetivo y menos sesgado que el planteamiento bayesiano puro.

Aunque la técnicas bayesianas admiten también el empleo de la interpretación clásica de la probabilidad (Ríos, 1967)^[1], la probabilidad subjetiva permite un tratamiento muy completo en casos en que la distribución "a priori" no está bien definida y puede variar en función de diversos factores, como es el caso que nos ocupa. La ventaja fundamental de este planteamiento es que se consigue una mejor utilización de la experiencia e información acumuladas y del conocimiento general existente sobre el fenómeno en estudio.

La parte fundamental de la investigación citada consiste en el desarrollo de un método de análisis estadístico bayesiano de los datos sobre accidentes. El objeto del proceso es la estimación de la distribución de probabilidad del valor hacia el que tiende a largo plazo la media del índice de peligrosidad en cada emplazamiento de la red (**índice de peligrosidad intrínseco** o IPI), que se trata como una variable aleatoria. Este planteamiento permite tener en cuenta la componente aleatoria de los accidentes y la relación entre su frecuencia y los volúmenes de circulación. Permite mejorar sustancialmente la precisión con respecto al que se aplica habitualmente basado exclusivamente en el número de accidentes registrados. También permite resolver algunos de los problemas que afectan a los métodos clásicos, y en particular el efecto de la regresión hacia la media.

Un aspecto básico para el desarrollo del método es la división o estratificación de la red en conjuntos de tramos de características semejantes, para el cual se ha establecido un procedimiento basado en el análisis de varianzas del índice de peligrosidad medio en cada tramo con respecto a una serie de factores que, de acuerdo con los resultados de investigaciones anteriores, influyen en los valores del mismo.

La aplicación del método se inicia ajustando para cada conjunto de emplazamientos de características semejantes la distribución "a priori" de los IPI, a partir de la información disponible de los accidentes y volúmenes de circulación en todos los tramos del conjunto. El ajuste de los parámetros de la distribución se realiza mediante un proceso de máxima verosimilitud. A continuación se aplica el teorema de Bayes para calcular para cada emplazamiento la distribución de probabilidad de su IPI "a posteriori" en función de los registros específicos de accidentes y de volúmenes de circulación.

La estimación de la distribución de probabilidad del IPI en cada tramo, permite establecer los criterios de detección

de tramos con concentración de accidentes, los órdenes de prioridad de las actuaciones y la evaluación de resultados de las actuaciones desarrolladas.

La investigación se ha completado con una aplicación experimental, que ha permitido comprobar la importancia del fenómeno de regresión hacia la media en el caso de las carreteras españolas, y poner a punto la metodología desarrollada mediante su aplicación a un caso real. Se ha contrastado que la aplicación del método desarrollado es viable, resuelve los problemas planteados, en particular el del efecto de la regresión hacia la media, y presenta una eficacia mayor que los métodos clásicos en la identificación de los problemas.

APLICACIÓN DEL ANÁLISIS BAYESIANO. ESTADO DEL ARTE

El análisis bayesiano proporciona un marco en el que se pueden combinar los datos disponibles sobre los accidentes en el conjunto de una red o en una región y el conocimiento existente de sus características con la información correspondiente al registro de accidentes específico del emplazamiento, dando lugar a un método coherente en el que las variables aleatorias que representan los índices de accidentalidad en los diversos emplazamientos pueden definirse matemáticamente. De esta forma, se obtiene un mejor aprovechamiento de la información disponible en el proceso de identificación.

Desde los años 80 se han desarrollado en Gran Bretaña, Estados Unidos y Canadá una serie de aplicaciones de esta metodología a diversos aspectos del estudio de las estadísticas de accidentes. Entre ellos, los más importantes son los siguientes:

- ABBESS, JARRETT Y WRIGHT (Middlesex Polytechnic, Gran Bretaña)
Estimación de la distribución de la frecuencia media de los accidentes en un emplazamiento.
- E. HAUSER (Universidad de Toronto, Canadá)
Estimación de la inseguridad o probabilidad de sufrir un accidente de una entidad. Ajuste por regresión multivariante.
- HIGLE Y WITKOWSKY (Universidad de Arizona, EE UU)
Estimación de los índices de peligrosidad en un emplazamiento. Ajuste por el método de los momentos.
- METODO EBEST (Texas Transportation Institute, EE UU)
Estimación de los índices de peligrosidad en un emplazamiento. Ajuste por el método de máxima verosimilitud.
- METODO LEB (Middlesex Polytechnic, Gran Bretaña)
Estimación de la frecuencia de los accidentes. Ajuste por regresión logarítmica.

En general, todos los métodos se basan en las siguientes hipótesis, planteadas por Abbess, Jarrett y Wright (1981)^[1].

- (1) En cualquier punto negro y en ausencia de tratamiento, los accidentes suceden siguiendo un proceso de Poisson de parámetro m (frecuencia anual media de accidentalidad) constante. En consecuencia, si a es el número de accidentes en un punto en un año determinado, a sigue una distribución de Poisson $p(a/m)$ de media m .

$$p(a/m) = \frac{e^{-m} m^a}{a!} \quad (a = 0, 1, 2, \dots)$$

Además, m es constante a lo largo del tiempo y los números de accidentes de diferentes años son variables independientes, cada una con la distribución indicada. En el proceso bayesiano esta distribución es la que se conoce como verosimilitud, es decir, distribución de probabilidad condicional de la variable observada (número de accidentes) en función de la variable de interés (tasa de accidentalidad).

- (2) La frecuencia intrínseca de accidentalidad m varía de un punto a otro, siendo su valor desconocido, y es considerada como una variable aleatoria. Se supone que la distribución "a priori" de m se describe mediante la función de densidad de probabilidad $f_0(m)$, que puede tener una interpretación de probabilidad subjetiva o de frecuencia relativa. Es conveniente matemáticamente suponer que la distribución "a priori" es gamma con parámetros S_0 y n_0 , de forma que:

$$f_0(m) = \frac{n_0(n_0 m)^{S_0-1} e^{-n_0 m}}{\Gamma(S_0)} \quad (m \geq 0)$$

Esta distribución tiene media S_0/n_0 y varianza S_0/n_0^2 y puede tomar una gran variedad de formas en función de los valores de S_0 y n_0 , elegidos, por lo que resulta adecuada para aplicaciones de este tipo.

Es conocido, que si la distribución "a priori" es gamma con parámetros S_0 y n_0 , y si el total de accidentes observado en un período de n años es S , entonces bajo las hipótesis (1) y (2) la distribución "a posteriori" es también gamma de parámetros S_1 y n_1 , siendo:

$$S_1 = S_0 + S$$

$$n_1 = n_0 + n$$

El método propuesto por Hauer [1992]³¹ permite aplicar el método bayesiano empírico con mayor generalidad al hacer uso del análisis multivariante para estimar $E(m)$ y $var(m)$. La estimación se realiza a través de la función de regresión de $E(m)$ respecto de las variables independientes consideradas.

El proceso de análisis bayesiano desarrollado por Hagle y Witkowsky [1988]³² se divide en dos etapas. En la primera, se agregan los registros de accidentes de un conjunto de emplazamientos localizados en la región de estudio. Esta distribución regional se utiliza junto con la historia de accidentalidad en un determinado emplazamiento para obtener una estimación afinada de la distribución de probabilidad asociada con el emplazamiento. Como resultado se obtiene una estimación de la distribución de probabilidad de los índices de peligrosidad en el conjunto. Este método, a diferencia de los anteriores, se centra en el estudio de los índices de peligrosidad, y no de las frecuencias o tasas anuales de accidentes, con lo que toma en consideración el efecto de la exposición al riesgo, medida a través de los volúmenes de circulación.

El procedimiento denominado EREST ("Empirical Bayesian Estimation of Safety in Transportation") fue desarrollado en el Texas Transportation Institute [Pendleton, 1991]³³ a partir de los resultados de trabajos anteriores de Morris y otros [1983]³⁴; [1988]³⁵. Sus características más importantes son las siguientes:

- 1) Utiliza el método de máxima verosimilitud para establecer las estimaciones en lugar del método de los momentos.
- 2) Incorpora una medida de la exposición (intensidad, longitud del tramo, etc.) en la distribución "a priori", lo que permite que cada tramo sea evaluado individualmente y valorado en función de la exposición.

Basándose en el planteamiento teórico de Morris, Christiansen y Pendleton [1989]³⁶, Flowers y Griffin [1992]³⁷ desarrollaron para el Departamento de Transporte de Texas una metodología para la identificación de los puntos de la red en los que es más probable que se produzcan accidentes de un determinado tipo y prever la gravedad de estos accidentes.

Para estimar el número futuro de accidentes en cada emplazamiento se parte de la hipótesis de que existe un índice de accidentalidad intrínseco asociado a cada emplazamiento, estando sus valores dentro de cada clase distribuidos según una distribución gamma. Para el ajuste de la distribución gamma se aplica un proceso de máxima verosimilitud. El estudio se realiza para los índices de accidentes mortales, con víctimas y con daños materiales independientemente, de forma que para clase se ajustan tres distribuciones distintas.

Una vez estimada la distribución "a priori" de los índices de accidentalidad intrínsecos en los emplazamientos de una determinada clase, se calculan las distribuciones "a posteriori" para cada emplazamiento, en función del número de accidentes observado y el volumen de circulación correspondiente.

El método LEB se basa en la estimación lineal bayesiana empírica de la frecuencia media de accidentalidad, propuesto por Jarrett [1994]³⁸, y es relativamente sencillo al estar basado en un proceso de ajuste por regresión logística unidimensional. La fórmula LEB proporciona una estimación de la recta de regresión de m sobre a .

METODO BAYESIANO EMPÍRICO DE ANÁLISIS ESTADÍSTICO DE LOS DATOS DE ACCIDENTES PROPUESTO

Las aplicaciones citadas en el apartado anterior se centran en aspectos parciales del proceso de planificación de medidas de seguridad vial. Por otra parte, no establecen una metodología para la estratificación de la población estudiada, si bien, en muchos de los casos indican que debería realizarse para mejorar la precisión del método.

El método de análisis estadístico de los datos de accidentes parte de los planteamientos iniciales de Hagle y Witkowsky y de Morris, Christiansen y Pendleton, introduciéndose las variaciones necesarias para generalizar el campo de aplicación.

El objetivo del proceso de análisis de los datos es el cálculo de la distribución de probabilidad del valor hacia el que tiende a largo plazo la media del índice de peligrosidad en cada emplazamiento de la red (índice de peligrosidad intrínseco).

Para ello establece un método de división o estratificación de la red en conjuntos de tramos de características semejantes, basado en el análisis de varianzas del índice de peligrosidad medio en cada tramo con respecto a una serie de parámetros que, de acuerdo con los resultados de investigaciones anteriores, influyen en los valores del mismo, con el fin de mejorar la eficiencia del proceso bayesiano.

Por emplazamiento entendemos un tramo de carretera de una determinada longitud o un elemento singular de la misma (intersección, travesía, etc.).

La notación empleada es la siguiente:

- λ_i = Índice de peligrosidad intrínseco (IPI) en el emplazamiento i (variable aleatoria).
 N_i = Número de accidentes en el emplazamiento i a lo largo del período de tiempo considerado.
 V_i = Volumen de circulación en veh.-km que soporta el emplazamiento i a lo largo del período de tiempo considerado.
 $f_i(\lambda_i/N_i, V_i)$ = Función de densidad de probabilidad condicional del índice de peligrosidad en el emplazamiento i , dados N_i y V_i .
 $f_{CS}(\lambda)$ = Función de densidad de probabilidad asociada al índice de peligrosidad en el conjunto de los emplazamientos de características semejantes.

El proceso que se plantea es bayesiano empírico, ya que los parámetros de la distribución "a priori" se estiman a partir de la información disponible en cuanto a los accidentes registrados en el conjunto de la red. Las hipótesis de partida son:

- cada tramo o emplazamiento de la red tiene asociado un índice de peligrosidad medio a largo plazo o intrínseco (IPI), λ_i , que no varía con el tiempo mientras que no se modifiquen las características físicas del emplazamiento;
- el número de accidentes que se produce anualmente en un emplazamiento a_i en el que el volumen de circulación anual en veh.-km es v_i es una variable aleatoria, cuya distribución de probabilidad es de Poisson con media $(\lambda_i v_i)$, es decir:

$$p(a_i = x / \lambda_i = \lambda, v_i) = \frac{(\lambda v_i)^x}{x!} e^{-\lambda v_i}$$

- las frecuencias de los accidentes que se producen en cada emplazamiento son variables aleatorias independientes;
- la red se puede considerar exhaustivamente dividida en una serie de emplazamientos que pueden clasificarse en función de sus características en conjuntos de emplazamientos de características similares. Los factores a partir de los cuales se efectuará la clasificación son los siguientes:
 - tipo de carretera;
 - IMD;
 - tipo de emplazamiento;
 - zona;
- la función de densidad de probabilidad $f_{CS}(\lambda_i)$ de los IPI de todos los emplazamientos de la red que integran cada conjunto de características semejantes es gamma de parámetros α y β :

$$f_{CS}(\lambda_i) = \frac{\beta^\alpha}{\Gamma(\alpha)} \lambda_i^{\alpha-1} e^{-\beta \lambda_i}$$

A partir de estas hipótesis, el desarrollo del proceso consta de los siguientes pasos (figura 1):

- Se establece la división de la red en conjuntos de características semejantes estableciendo umbrales significativos

para las distintas variables elegidas para caracterizar los conjuntos. Para conseguir la mayor eficiencia estadística en la estratificación, se adopta el criterio de maximizar la varianza de los IPI entre los grupos resultantes de la división, y minimizar la varianza dentro de cada grupo.

- Se considera la distribución gamma $f_{CS}(\lambda_i)$ de cada conjunto de emplazamientos de características semejantes como distribución "a priori" en el proceso bayesiano. El ajuste de los parámetros α y β de la distribución se realiza a partir de la información de los accidentes y de los volúmenes de circulación en todos los tramos del conjunto disponible, mediante un proceso de máxima verosimilitud.
- Se aplica el teorema de Bayes para calcular para cada emplazamiento la distribución de probabilidad de su IPI "a posteriori" $f_i(\lambda_i/N_i, V_i)$ en función del número de accidentes N_i y del volumen de circulación V_i registrados en el período incluido en el análisis.
- A partir de la distribución de probabilidad "a posteriori" se calculan los intervalos de confianza al nivel de significación deseado de los valores medios del IPI en cada conjunto de emplazamientos de características semejantes y se establecen los criterios de detección de tramos con concentración de accidentes, órdenes de prioridad y evaluación de resultados de las actuaciones desarrolladas.

DIVISIÓN DE LA RED EN CONJUNTOS DE EMPLAZAMIENTOS DE CARACTERÍSTICAS SEMEJANTES

La división de la red en conjuntos de tramos de características semejantes se realiza teniendo en cuenta los siguientes criterios de clasificación:

- Tipo de carretera:
 - Autopista o autovía
 - Carretera convencional
- Tipo de emplazamiento:
 - Tramo fuera de población
 - Intersección
 - Enlace
 - Travesía
- Rangos de IMD: Límites a determinar para cada tipo de carretera

Los rangos de IMD se establecen teniendo en cuenta las características de la circulación en la red y la variación de los índices de peligrosidad en función de la IMD.

La adecuación de la clasificación establecida se contrasta mediante el estadístico:

$$S_p^2 = \frac{\text{varianza entre grupos} / \text{varianza intra grupos}}{(n/k) / (k-1)}$$

siendo n el número total de emplazamientos y k el de grupos resultantes. Este estadístico está distribuido según una F de Snedecor.

A cada factor se le asocian una serie de niveles, realizándose un contraste del nivel de significación de la variación de estos niveles en la del índice de peligrosidad medio de los emplazamientos mediante el análisis de varianzas ANOVA con un solo factor. La hipótesis nula H_0 , es la de igualdad de medias entre los valores correspondientes a los distintos niveles del factor. En caso de rechazo de la hipótesis se concluye que la influencia de los distintos valores del factor es relevante.

Para realizar el contraste de la hipótesis se consideran dos criterios: el p -valor y el cociente S_p/S ,

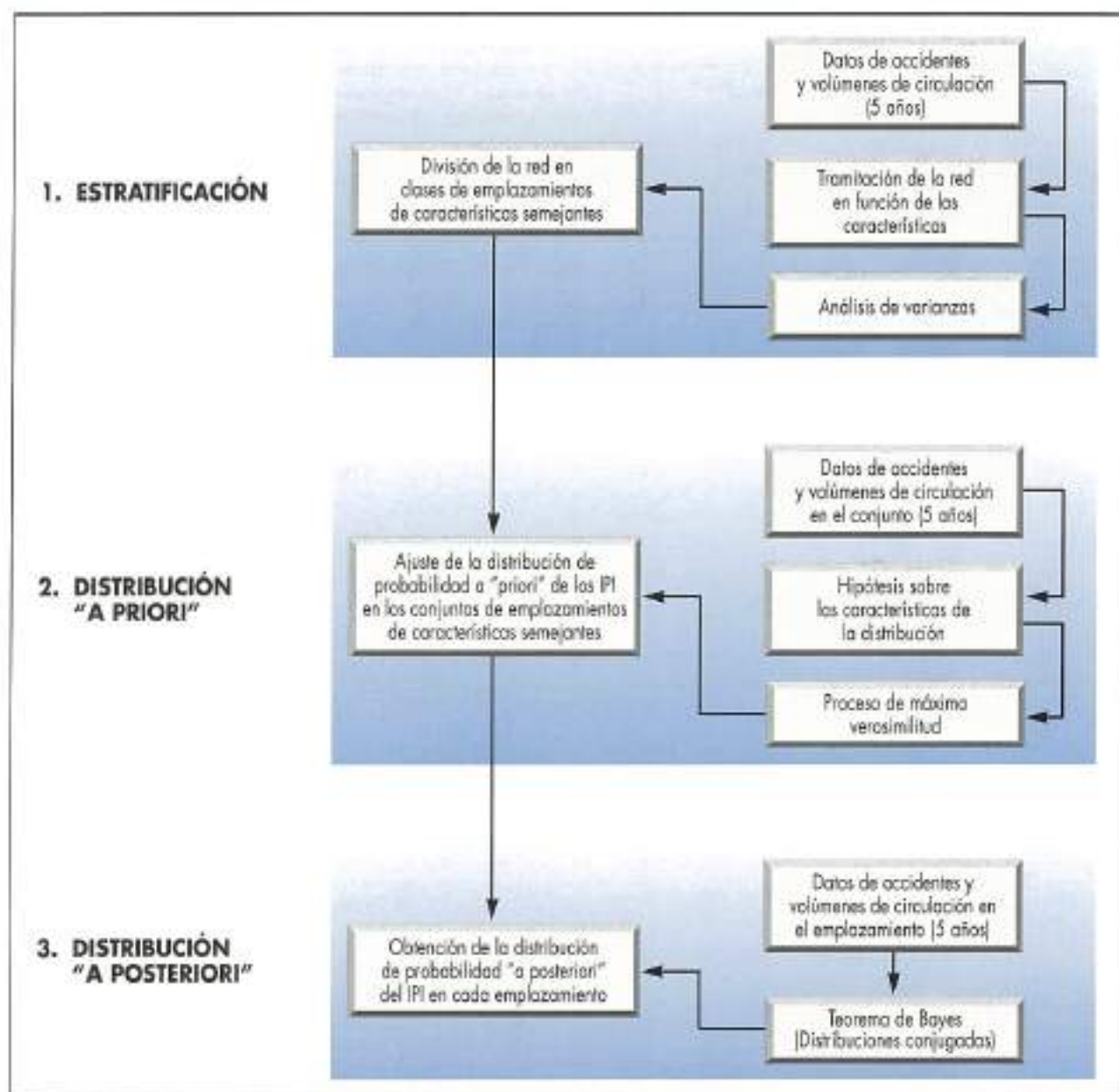


FIGURA 1. Esquema del proceso bayesiano de estimación del índice de peligrosidad intrínseco (IPI).

El criterio que resulta es el siguiente.

- 1) Fijado un nivel de significación α , que en nuestro caso es del 5%, se busca en la tabla $F_{k-1, n-k}$ un valor de c tal que $P(F > c) = \alpha$.

Se calcula el cociente S_p^2/S_e^2 y si es mayor que c , se rechaza H_0 . En caso contrario se acepta.

El p-valor de un contraste es el mínimo nivel de significación con el que, con los datos de una muestra concreta, se tendría que rechazar H_0 . En general cuanto más cercano es a 0, con mayor confianza se rechazará H_0 . Si $p > 0,25$ se puede considerar que no hay evidencia suficiente para rechazar H_0 ; si $p < 0,05$ se rechaza la hipótesis nula y en los casos intermedios es necesario considerar otros criterios [Coronado y otros, 1994]²⁰.

AJUSTE DE LA DISTRIBUCIÓN "A PRIORI"

De acuerdo con las hipótesis establecidas, se tiene que para cada conjunto de emplazamientos de características semejantes la función de probabilidad de los IPI de los emplazamientos que la componen es:

$$f_{CS}(Y_i) = \frac{\beta^\alpha}{\Gamma(\alpha)} \lambda_i^{\alpha-1} e^{-\beta \lambda_i} \quad (\text{distribución } \gamma)$$

donde:

$$\Gamma(\alpha) = \int_0^\infty x^{\alpha-1} e^{-x} dx; (\alpha > 0); \text{ y}$$

$$\Gamma(\alpha) = (\alpha - 1)\Gamma(\alpha - 1); (\alpha > 1)$$

siendo α y β los parámetros de la distribución gamma. La media y la varianza de la distribución son:

$$E(\lambda_i) = \alpha / \beta; \quad \text{var}(\lambda_i) = \alpha / \beta^2$$

Los valores de los parámetros α y β en cada conjunto de emplazamientos de características semejantes se ajustan a partir de los datos de número de accidentes y de volumen de circulación en los emplazamientos que integran el conjunto a lo largo del período considerado aplicando el método de máxima verosimilitud.

El método de estimación por máxima verosimilitud selecciona como estimador aquel valor del parámetro que tiene la propiedad de maximizar la probabilidad de la muestra aleatoria observada. En nuestro caso los valores estimados de α y β serán los que hagan máxima la función de verosimilitud de los IPI en los emplazamientos del conjunto de características semejantes:

$$\begin{aligned} \pi(\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_n / \alpha, \beta) &= \prod_{i=1}^n \frac{\beta^\alpha}{\Gamma(\alpha)} \lambda_i^{\alpha-1} e^{-\beta \lambda_i} = \\ &= \left[\frac{\beta^\alpha}{\Gamma(\alpha)} \right]^n \left[\prod_{i=1}^n \lambda_i \right]^{\alpha-1} e^{-\beta \sum_{i=1}^n \lambda_i} \end{aligned}$$

Dado que la función de verosimilitud es estrictamente positiva, su máximo coincide con el de la función logaritmo-verosimilitud:

$$\begin{aligned} L(\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_n / \alpha, \beta) &= \ln \pi(\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_n / \alpha, \beta) = \\ &= \ln \left[\left[\frac{\beta^\alpha}{\Gamma(\alpha)} \right]^n \left[\prod_{i=1}^n \lambda_i \right]^{\alpha-1} e^{-\beta \sum_{i=1}^n \lambda_i} \right] \end{aligned}$$

Si en la expresión anterior se sustituye el valor λ_i en cada emplazamiento por su expresión en función de N_i y V_i :

$$\lambda_i = N_i / V_i$$

resulta:

$$\begin{aligned} L(\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_n / \alpha, \beta) &= \sum_{i=1}^n \ln \Gamma(N_i + \alpha) - \sum_{i=1}^n \ln N_i! - \\ &= m \ln \Gamma(\alpha) + m \alpha \ln \beta + \sum_{i=1}^n N_i \ln V_i - \sum_{i=1}^n (N_i + \alpha) \ln(V_i + \beta) \end{aligned}$$

La condición de máximo de la función de verosimilitud se traduce en el siguiente sistema de ecuaciones:

$$\begin{cases} \frac{\partial L}{\partial \alpha}(\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_n / \alpha, \beta) = 0; \\ \frac{\partial L}{\partial \beta}(\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_n / \alpha, \beta) = 0; \\ \frac{\partial L}{\partial \alpha} = \sum_{i=1}^n \Psi(N_i + \alpha) - m \Psi(\alpha) + \ln \beta - \sum_{i=1}^n (V_i + \beta) = 0; \\ \frac{\partial L}{\partial \beta} = \frac{m \alpha}{\beta} - \sum_{i=1}^n \frac{N_i + \alpha}{V_i + \beta} = 0 \end{cases}$$

Para obtener una solución es preciso seguir un proceso iterativo, para el que se puede utilizar el algoritmo de Newton-Raphson, a partir de los desarrollos en serie de $\Psi(x)$ y su derivada $\Psi'(x)$, obtenidos por Abramowitz y Stegun [Morris, Christiansen y Pendleton, 1989]^[10]:

$$\Psi(x) = \ln x - 1/2x - 1/12x^2 + 1/120x^4 - 1/252x^6;$$

$$\Psi'(x) = 1/x + 1/2x^2 + 1/6x^3 - 1/30x^5 + 1/42x^7$$

Para aplicar el algoritmo de Newton-Raphson se define el vector de parámetros θ :

$$\theta = \begin{bmatrix} \alpha \\ \beta \end{bmatrix}$$

Entonces la condición de máximo de la función de verosimilitud es:

$$H(\theta) = \begin{bmatrix} \frac{\partial L}{\partial \alpha} \\ \frac{\partial L}{\partial \beta} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}$$

Sea $W(\theta)$ la derivada de $H(\theta)$ respecto a θ . Tendremos:

$$W(\theta) = \begin{bmatrix} \frac{\partial^2 L}{\partial \alpha^2} & \frac{\partial^2 L}{\partial \alpha \partial \beta} \\ \frac{\partial^2 L}{\partial \alpha \partial \beta} & \frac{\partial^2 L}{\partial \beta^2} \end{bmatrix}$$

donde:

$$\frac{\partial^2 L}{\partial \alpha^2} = \sum_{i=1}^n \Psi'(N_i + \alpha) - m \Psi'(\alpha);$$

$$\frac{\partial^2 L}{\partial \beta^2} = -\frac{m \alpha}{\beta^2} + \sum_{i=1}^n \frac{N_i + \alpha}{(V_i + \beta)^2};$$

$$\frac{\partial^2 L}{\partial \alpha \partial \beta} = -\frac{m}{\beta} - \sum_{i=1}^n \frac{1}{V_i + \beta}$$

La fórmula resultante del algoritmo es:

$$\theta^{(s+1)} = \theta^{(s)} - [W^{(s)}]^{-1} H(\theta^{(s)})$$

en la que los superíndices s en cada término indican que los valores del término corresponden a la iteración s .

Como valores iniciales para la primera iteración se eligen las estimaciones de α y β por el método de los momentos, es decir, los que hacen que la media y la varianza de la distribución coincidan con la media y varianza de los valores registrados del índice de peligrosidad en los emplazamientos del conjunto a lo largo del período considerado.

Las iteraciones se repiten hasta que la variación de los valores es suficientemente pequeña. Mediante el algoritmo resultante se ajustan los parámetros α y β de la distribución "a priori" para cada conjunto de emplazamientos de características semejantes.

La media de la distribución "a priori":

$$E(\lambda) = \alpha / \beta$$

constituye la estimación del valor medio del IPI en el conjunto de características semejantes considerado.

CÁLCULO DE LA DISTRIBUCIÓN "A POSTERIORI"

Para el cálculo de la distribución de probabilidad "a posteriori" del IPI en cada emplazamiento en función de los valores del índice de peligrosidad observado en el período considerado y de la distribución "a priori" en el conjunto de emplazamientos de características semejantes, se aplica el teorema de Bayes. Tendremos:

$$f_i(\lambda_i / N_i, V_i) \propto f_i(N_i / \lambda_i V_i) \cdot f_{CS}(\lambda_i)$$

siendo:

$$f_i(N_i / \lambda_i V_i) = \frac{e^{-\lambda_i V_i} (\lambda_i V_i)^{N_i}}{N_i!} \quad (\text{ley de Poisson}),$$

$$f_{CS}(\lambda_i) = \frac{\beta^\alpha}{\Gamma(\alpha)} \lambda_i^{\alpha-1} e^{-\beta \lambda_i} \quad (\text{distribución } \delta)$$

La familia de funciones gamma es conjugada cuando la función de verosimilitud es de Poisson, por lo que la distribución "a posteriori" es gamma. Tendremos:

$$\begin{aligned} f_i(\lambda_i / N_i, V_i) &= \frac{e^{-\lambda_i V_i} (\lambda_i V_i)^{N_i}}{N_i!} \cdot \frac{\beta^\alpha}{\Gamma(\alpha)} \lambda_i^{\alpha-1} e^{-\beta \lambda_i} = \\ &= \frac{(V_i + \beta)^{N_i + \alpha}}{\Gamma(N_i + \alpha)} \lambda_i^{N_i + \alpha - 1} e^{-\lambda_i (V_i + \beta)} \end{aligned}$$

Los parámetros α_i y β_i de la distribución "a posteriori" en el emplazamiento son por tanto:

$$\alpha_i = \alpha + N_i;$$

$$\beta_i = \beta + V_i$$

La media y la varianza de la distribución a posteriori son:

$$E(\lambda_i / N_i, V_i) = \frac{\alpha + N_i}{\beta + V_i};$$

$$\text{var}(\lambda_i / N_i, V_i) = \frac{\alpha + N_i}{(\beta + V_i)^2}$$

El valor de la media "a posteriori" constituye la estimación del valor del IPI en el emplazamiento, y resulta ser el valor medio ponderado del índice de peligrosidad observado y la media "a priori" del conjunto de emplazamientos de características semejantes:

$$E(\lambda_i / N_i, V_i) = \frac{\alpha + N_i}{\beta + V_i} = \frac{V_i}{V_i + \beta} + \frac{\beta}{V_i + \beta} \frac{\alpha}{\beta}$$

Los pesos de cada término son función del volumen de circulación y tenderán a 1 y a 0 respectivamente cuando aquel tienda a infinito. Por tanto, cuanto mayor sea el volumen de circulación en un emplazamiento mayor peso tendrá en la estimación el índice de peligrosidad observado, mientras que en emplazamientos con un bajo volumen de circulación la media "a priori" determinará en gran medida la estimación.

METODOLOGÍA DE APLICACIÓN

Los criterios de aplicación que se deducen del método desarrollado son los siguientes:

MÉTODO DE IDENTIFICACIÓN DE TCA

Un emplazamiento se considera tramo con concentración de accidentes (TCA), si la probabilidad de que su IPI sea mayor

que la media de los IPI en el conjunto de emplazamientos de características semejantes al que pertenece es superior al grado de significación δ fijado. En general se adoptará un valor de δ del 95 %.

La expresión matemática de esta condición es:

$$\begin{aligned} p(\lambda_i > \bar{x} / N_i, V_i) > \delta &\Rightarrow p(\lambda_i > \bar{x} / N_i, V_i) = \\ &= 1 - p(\lambda_i \leq \bar{x}) = 1 - \int_0^{\bar{x}} \frac{\beta^\alpha}{\Gamma(\alpha)} \lambda_i^{\alpha-1} e^{-\beta \lambda_i} d\lambda_i > \delta \end{aligned}$$

siendo:

$$\bar{x} = \frac{\alpha}{\beta}$$

α y β , los parámetros de la distribución "a priori" en el conjunto de emplazamientos de características semejantes; y

α_i y β_i , los parámetros de la distribución "a posteriori" en el emplazamiento.

Se considerarán los datos de accidentalidad correspondientes a los cinco años previos a aquél en el que se realice el análisis. En tramos de nueva construcción o en los que se hayan desarrollado actuaciones del programa de seguridad vial o de otros programas que hayan modificado las características relacionadas con la seguridad, se considerará sólo la información a partir del año siguiente al de la apertura o ejecución de la actuación.

CRITERIOS DE PRIORIZACIÓN DE ACTUACIONES

a) Actuaciones en TCA

Para la priorización de actuaciones de tratamiento de TCA se aplica el índice de efectividad estimado I_{ee} , cuya definición es la siguiente:

$$I_{ee} = \text{Estimación de accidentes con víctimas evitados} / \text{coste}$$

La estimación del número de accidentes evitados se deducirá de la siguiente fórmula:

$$IMD \times L \times N \times 365 \times (\lambda_i - IP_{esp})$$

siendo:

IMD: Intensidad media diaria en el tramo en el último año.

L: Longitud del tramo en km.

N: Años de vida de la actuación.

λ_i : IPI estimado "a posteriori" en el tramo.

IP_{esp} : Índice de peligrosidad medio esperado tras la actuación.

Los valores de estos dos últimos parámetros son:

$$\bar{\lambda}_i = \frac{\alpha_i}{\beta_i} = \frac{\alpha + N_i}{\beta + V_i}; \text{ y}$$

$$IP_{esp} = \frac{\alpha}{\beta}$$

Se considera que una actuación en un tramo con concentración de accidentes permite reducir el riesgo de accidente en el mismo al que corresponde a la media de tramos de características semejantes.

b) Actuaciones preventivas

En el caso de las actuaciones preventivas, es decir aquellas que tienen por objeto eliminar los elementos de riesgo potencial y homogeneizar las características de los itinerarios, el índice de peligrosidad medio esperado tras la actuación es el resultado de aplicar al medio de los tramos de características semejantes un coeficiente K_p de reducción de la peligrosidad media como consecuencia de la ejecución de las medidas. En principio se estima un valor de 0,8, que deberá revisarse en función de la experiencia obtenida a través del seguimiento de este tipo de actuación.

EVALUACIÓN DE LA EFICACIA DE ACTUACIONES

La evaluación de la eficacia de las actuaciones desarrolladas a partir del modelo estadístico creado se realiza por comparación del índice de peligrosidad medio registrado tras la actuación y el esperado, por aplicación del modelo, si no se efectuase la actuación.

Se considera que una actuación ha reducido significativamente la accidentalidad, si la probabilidad de que el índice de peligrosidad observado tras la actuación sea inferior al IPI esperado antes de la actuación es superior al grado de significación δ fijado. En general se adoptará un valor de δ del 95 %.

La expresión matemática de la condición es:

$$p(\lambda_i > x_{post} / N_i, V_i) > \delta \Rightarrow p(\lambda_i > x_{post} / N_i, V_i) = 1 - p(\lambda_i \leq x_{post}) = 1 - \int_0^{x_{post}} \frac{\beta_i^{\alpha_i}}{\Gamma(\alpha_i)} \lambda^{\alpha_i-1} e^{-\lambda} d\lambda > \delta$$

siendo:

α_i y β_i , los de la distribución "a posteriori" en el emplazamiento;

x_{post} , el índice de peligrosidad registrado tras la actuación.

Para que el análisis resulte fiable, el período transcurrido tras la actuación debe ser suficientemente largo, estimándose que son necesarios como mínimo dos o tres años.

En los casos en los que se determine que la reducción es significativa, la estimación de la reducción atribuible a la actuación se obtendrá por diferencia entre el número medio de accidentes esperado antes de la actuación y el observado. La fórmula que resulta es la siguiente:

$$ACV_{evitados} = 365 \text{IMD}_{post} (\bar{\lambda} - IP_{post})$$

siendo:

$ACV_{evitados}$: Estimación de la reducción anual del número de accidentes con víctima atribuible a la actuación

IMD_{post} : Intensidad media diaria en el tramo en el período posterior a la actuación.

$\bar{\lambda}$: IPI estimado "a posteriori" en el tramo antes de la actuación

IP_{post} : Índice de peligrosidad medio registrado en el período transcurrido tras la actuación.

La estimación anterior es válida en el supuesto de que no se ha producido una variación del índice general de peligrosidad en la red. En caso de haber disminuido o aumentado este en el período transcurrido tras la actuación, habría que aplicar un coeficiente al IPI estimado que reflejase esta variación.

APLICACIÓN EXPERIMENTAL DEL MÉTODO

El método de análisis de la accidentalidad para el desarrollo de la planificación de actuaciones de seguridad vial ha sido aplicado en dos casos particulares para contrastar su operatividad y poner a punto los recursos matemáticos e informáticos necesarios.

Los ámbitos elegidos corresponden a las carreteras de la red del Estado en las demarcaciones de Extremadura (provincias de Cáceres y Badajoz) y Andalucía Oriental (provincias de Granada, Málaga, Almería y Jaén).

Del análisis de división en tramos de características semejantes realizado en los dos ámbitos, cabe concluir que el tipo de carretera es un factor con una influencia relevante en los niveles de seguridad, ya que en los dos ámbitos estudiados existen diferencias significativas entre los niveles medios del índice de peligrosidad en autopista y autovía, por un lado, y en carretera convencional, por otro, siendo los primeros del orden de la mitad que los segundos.

En cuanto al tipo de tramo, resultan diferencias relevantes entre los niveles de seguridad en tramos de carretera convencional que contienen intersección o travesía con respecto a los tramos ordinarios fuera de poblado. Los índices de peligrosidad de los primeros resultan entre un 50% y un 70% más elevados que los de los segundos.

La influencia de los rangos de IMD es menor que la de los otros dos factores, pero resulta importante en determinados ámbitos, siendo necesario en cada caso efectuar un estudio con la metodología descrita para determinar los niveles de IMD para los que se deben diferenciar los tramos.

Los valores de los parámetros de la distribución gamma "a priori" de los índices de peligrosidad intrínsecos en las clases de tramos de características semejantes que resultan del análisis efectuado son los reflejados en las tablas 1 y 2.

A partir de los valores de los parámetros de las distribuciones "a priori" en los conjuntos de tramos de características semejantes, se aplica en cada caso la metodología expuesta, obteniéndose los siguientes resultados.

1. TRAMOS CON CONCENTRACIÓN DE ACCIDENTES

a) Extremadura:

- TCA a tratar: 20
- Número estimado de accidentes con víctima evitados al año: 10,16
- acv evitados al año por actuación: 0,508
- Número medio de acv registrados al año en los tramos estudiados: 415

b) Andalucía Oriental:

- TCA a tratar: 89
- Número estimado de accidentes con víctima evitados al año: 147
- acv evitados al año por actuación: 1,65
- Número medio de acv registrados al año en los tramos estudiados: 1.297

De acuerdo con estos datos el tratamiento de todos los TCA detectados permitiría evitar el 2,5 % de los accidentes registrados en Extremadura y el 11,3 % en Andalucía Oriental.

Si suponemos un coste medio de cada accidente con víctimas de 8 millones de pesetas y una tasa interna de retorno de las inversiones en este tipo de actuación del 8 % con una vida media de 20 años, estaría justificada una inversión de 800 Mpta en el tratamiento de los 20 TCA en Extremadura y 11.500 Mpta en el de los 89 TCA en Andalucía Oriental,

Clase de tramos de características semejantes	α	β	IPI medio $\mu = (\alpha/\beta) \times 274$
Autopista o autovía	1,048062	16,80231	17,09
Ctra. convencional fuera de poblado	2,419458	31,07102	21,33
Intersección *	11,46482	89,05543	35,27
Travesía	3,656564	31,63081	31,67

* En este caso el algoritmo de estimación por el método de máxima verosimilitud diverge, por lo que se adoptan las estimaciones obtenidas por el método de los momentos.

TABLA 1. Valores de los parámetros de las distribuciones a priori de los IPI. Extremadura.

Clase de tramos de características semejantes	α	β	IPI medio $\mu = (\alpha/\beta) \times 274000$
Autopista o autovía (IMD < 8.000 veh./día)	3,649068	34444,21	29,02
Autopista o autovía (8.000 < IMD < 12.000)	3,35586	21805,36	42,16
Autopista y autovía (IMD > 12.000 veh./día)	1,41815	19902,81	19,52
Ctra. convencional fuera de poblado (IMD < 3.000 veh./día)	2,44075	16169,82	41,35
Ctra. convencional fuera de poblado (3.000 < IMD < 8.000)	2,02920	9929,06	56,00
Ctra. convencional fuera de poblado (IMD > 8.000 veh./día)	4,83667	33770,46	39,24
Intersección	3,57444	17185,21	57,00
Travesía	1,559769	6573,21	64,89

TABLA 2. Valores de los parámetros de las distribuciones a priori de los IPI. Andalucía Oriental.

siempre que con ello se consiguiese reducir el índice de peligrosidad en los TCA tratados al valor medio en los tramos de características semejantes.

Para comparar los resultados del método de identificación propuesto con los del derivado de la frecuencia anual de los accidentes, se ha calculado, con las mismas hipótesis, el número de accidentes con víctimas evitados por año, si se tratasen todos los tramos en los que se produjeron en 1993 tres o más accidentes. Los valores obtenidos son los siguientes:

a) Extremadura:

- Tramos con tres o más accidentes en 1993 a tratar: 10
- Número estimado de accidentes con víctima evitados al año: 1,96
- acv evitados al año por actuación: 0,196

b) Andalucía Oriental:

- TCA a tratar: 124
- Número estimado de accidentes con víctima evitados al año: 117
- acv evitados al año por actuación: 0,94

En consecuencia, el número estimado de accidentes evitados por cada actuación sería 2,5 veces mayor con el método propuesto en el caso de Extremadura y 1,75 veces en el caso de Andalucía Oriental. Resulta claro a la vista de estos resultados que el método de identificación aplicado puede tener una influencia sustancial en la eficacia de las medidas de mejora de la seguridad y que el método propuesto permite mejorar en gran medida la precisión de la identificación de los TCA.

II. ACTUACIONES PREVENTIVAS

En el caso de las actuaciones preventivas, se estima que su ejecución permite reducir el índice de peligrosidad medio en la red, siendo el valor estimado inicialmente del coeficiente de reducción K_R de 0,8, aunque este valor deberá revisarse en función de la experiencia obtenida a través del seguimiento de este tipo de actuación.

Como en el caso de las actuaciones en los TCA, se ha calculado el número de accidentes con víctima evitados por año, si se realizasen en el conjunto de la red de cada ámbito las actuaciones preventivas necesarias para homogeneizar las características de todos los tramos en función de su jerarquía aplicando la fórmula anterior con las hipótesis indicadas. En aquellos tramos en los que el IPI es inferior al 80 % del medio en el conjunto de características semejantes se ha supuesto que las actuaciones preventivas no tendrían efecto, mientras que en los tramos identificados como TCA, se ha supuesto que se realizaría previamente la actuación necesaria para reducir el IPI al medio del conjunto de características semejantes, por lo que la reducción debida a las actuaciones preventivas sería el 20 % de este último. Sumando los resultados obtenidos para el conjunto de cada una de las redes estudiadas se obtienen los siguientes resultados:

a) Extremadura:

- Kilómetros de red estudiados: 1 028
- Número estimado de accidentes con víctimas evitados al año: 65
- acv evitados al año por cada 100 km tratados: 6,3

- Número medio de accidentes registrados al año en los tramos estudiados: 415.
- b) Andalucía Oriental:
 - Kilómetros de red estudiados: 957
 - Número estimado de accidentes con víctimas evitados al año: 215
 - sev evitados al año por cada 100 km tratados: 22,4
 - Número medio de accidentes registrados al año en los tramos estudiados: 1 297.

De acuerdo con estos datos, y suponiendo que las hipótesis efectuadas fuesen contrastadas, el tratamiento preventivo permitiría evitar el 15,6 % de los accidentes registrados en Extremadura y el 16,5 % en Andalucía Oriental. Para ello habría que determinar la extensión de las medidas preventivas que será necesario ejecutar para conseguir que el nivel de reducción del índice de peligrosidad medio fuese el supuesto.

Efecto de la regresión hacia la media

La regresión hacia la media es un fenómeno estadístico, identificado en el siglo pasado por Galton [1898]⁽⁴⁾, cuya existencia está suficientemente documentada y que afecta a muchos tipos de dato estadístico. El efecto de la regresión hacia la media se manifiesta en pares de conjuntos de observaciones que describen una población estadística en momentos distintos, y afecta también a la frecuencia de los accidentes antes y después de un tratamiento de seguridad. Consiste en que las tasas medias de accidentalidad en los tramos que presentan un mayor número de accidentes a lo largo de un determinado período de tiempo, tienden a disminuir y acercarse a la media en los períodos sucesivos. La razón es que la frecuencia de los accidentes en un emplazamiento determinado fluctúa con el tiempo, de forma que se produce un continuo cambio de los emplazamientos que constituyen la cola superior de la distribución. Los emplazamientos tienen una probabilidad mayor de formar parte de la cola superior en los años en los que sus tasas de accidentalidad se encuentran por encima del valor medio, y consecuentemente es más probable que la tasa de accidentalidad baje al año siguiente.

Debe resaltarse que este efecto se refiere al conjunto de los tramos que constituyen la cola superior de la distribución de tasas de accidentalidad en un año, y que, cuando se analizan los tramos individualmente, sólo se dará si efectivamente la tasa intrínseca es inferior a la registrada a lo largo del año considerado. Por ello los procedimientos estadísticos que se han desarrollado para tener en cuenta el efecto en el análisis de la accidentalidad tienden a estimar esta tasa intrínseca del tramo.

El método propuesto permite tener en cuenta automáticamente el efecto de la regresión hacia la media, al considerar que los índices de peligrosidad en cada emplazamiento son variables aleatorias, y calcular su distribución de probabilidad.

REFERENCIAS

- (1) ABBESS, C. y otros (1981). "Accidents at blackspots: estimating the effectiveness of remedial treatment, with special reference to the regression to the mean effect". Traffic Engineering & Control vol 22. Reino Unido.
- (2) CORONADO, J. L. y otros (1994). "Estadística aplicada con Statgraphics". Ed RAMA. Madrid.
- (3) FLOWERS, R. J. y GRIFFIN, L. I. (1992). "Development of a plan for identifying highway locations that may be over-represented in accident frequency and/or severity". Texas Department of Transportation. USA.
- (4) GALTON, F. (1889). "Natural inheritance". Mcmillan London. Reino Unido.
- (5) HAUER, E. y LOVELL, J. (1988). "Estimation of safety at signalized intersections". Transportation Research Record 1185. USA.
- (6) HIGGLE, J. L. y WITKOWSKY, J. M. (1988). "Bayesian identification of hazardous locations". Transportation Research Record 1185. USA.
- (7) JARRETT, D. F. (1994). "Statistical analysis of road accident frequencies". Safety in the road environment. Reino Unido.
- (8) MORRIS, C. N. (1983). "Parametrical empirical Bayes inference: theory and applications". Journal of the American Statistical Association. v.78 n.381. USA.
- (9) MORRIS, C. N. y otros (1988). "Determining the accuracy of bayesian empirical Bayes estimators in the familiar exponential families". Statistical Decision Theory & related topics. Springer Verlag. New York. USA.
- (10) MORRIS, C. N. y otros (1989). "Empirical methodology in traffic accident analysis". University of Texas Center for Statistical Science Technical Report 75. USA.
- (11) PARDILLO MAYORA, J. M. (1995). "Desarrollo de una metodología de planificación y evaluación de actuaciones de mejora de la seguridad en la circulación con aplicación de las técnicas de análisis estadístico bayesiano" (tesis doctoral). Departamento de Ingeniería Civil-Transportes. ET-SICCP, Universidad Politécnica. Madrid.
- (12) PENDLETON, O. J. (1991). "Application of new accident analysis methodologies". FHWA RD-90-091. USA.
- (13) RÍOS, S. (1967). "Métodos estadísticos". Ediciones del Castillo. Madrid.

JORNADA TÉCNICA DE OZONO. APLICACIONES, PROCESOS Y TECNOLOGÍAS

Coordinador: Angel Cajigas Delgado.

Fecha: 25 de abril de 1996.

Contenido básico:

- Tratamiento de aguas potables.
- Tratamiento de aguas residuales urbanas.
- Aplicaciones.

CURSO SOBRE DERECHO DEL MEDIO AMBIENTE

Directores: D. Miguel Sánchez Morón,
D. Tomás Moreno Sanz.

Fecha: 20 al 24 de mayo de 1996.

Contenido básico:

I PARTE GENERAL

- Introducción.
- Derecho internacional del Medio Ambiente.
- Derecho comunitario europeo del Medio Ambiente I.
- Derecho comunitario europeo del Medio Ambiente II.
- Derecho comunitario europeo del Medio Ambiente III.
- El medio ambiente en la Constitución española.
- Medio ambiente y derecho privado.
- Medio ambiente y Derecho penal.
- La organización administrativa del Medio Ambiente.
- Las acciones administrativas de protección ambiental.
- Información y evaluación de impacto ambiental.

II PARTE ESPECIAL

- Ordenación del territorio y Medio Ambiente.
- Espacios naturales protegidos.
- Protección de la flora y la fauna.
- Protección de los bosques.
- Protección de las aguas terrestres I.
- Protección de las aguas terrestres II.
- Protección de las aguas terrestres III.
- Protección de las aguas marinas y las costas.
- Protección atmosférica I.
- Protección atmosférica II.
- Derecho nuclear y Medio Ambiente.
- Sustancias peligrosas y prevención de riesgos.
- Residuos sólidos.
- Residuos especiales.

CURSO SOBRE HIDROLOGÍA ISOTÓPICA

Director: D. Antonio Plata Bedmar.

Fecha: 23 de septiembre al 4 de octubre de 1996.

Contenido básico:

- Conceptos básicos sobre radiactividad y Física Nuclear.
- Conceptos básicos de Hidro-Geoquímica.
- Isótopos estables en el ciclo del agua.
- Principios y usos del tritio e isótopos del carbono en el campo hidrológico.
- Aplicación de modelos isotópicos en Hidrología.
- Trazadores artificiales del agua.
- Relación entre aguas superficiales y subterráneas. Evaluación integral de recursos hídricos.
- Paleaguas y sistemas hidrotermales.
- Panorámica internacional de las aplicaciones isotópicas en la Hidrología.

CURSO SOBRE DURABILIDAD Y REPARACIÓN DE ESTRUCTURAS DE HORMIGÓN

Director: D. Fernando Rodríguez García.

Fecha: 14 al 18 de octubre de 1996.

Contenido básico:

Parte I. La durabilidad de la estructuras de hormigón.

- Principios generales.
- Mecanismos de degradación.
- La durabilidad durante las fases de proyecto, construcción y uso.

Parte II. Problemas de durabilidad, técnicas de auscultación y métodos de ensayo.

- Tipologías de fisuración.
- Inspección de las estructuras.
- Técnicas de auscultación no destructiva.
- Métodos de ensayo para la caracterización de materiales.

Parte III. Reparación de estructuras de hormigón.

- Sistemas de reparación.
- Sistemas de protección.
- Métodos de refuerzo de estructuras.
- El proyecto de reparación en las estructuras de hormigón.
- Ejemplos de realizaciones.

INFORMACION

CEDEX

Gabinete de Formación y Documentación

c/ Alfonso XII, 3 • Teléfono: 335 73 07
Fax: 335 73 14 • Télex: 45022 CEDEX E
28014 Madrid

LA UNIÓN HACE LA FUERZA

EL COMPROMISO
U.E.E.

AHORRO

en costes y tiempo

CERCANÍA

a cada obra, en toda España

EJECUCIÓN

sencilla, capaz, limpia

EXPERIENCIA

más de cien años

FACILIDAD

nuestros técnicos se ocupan de todo

INGENIO

la eficacia dirigida

TÉCNICA

método, especialistas, un proyecto

PROBLEMA

resuelto

SATISFACCIÓN

por las cosas bien hechas

SOLUCIÓN

la mejor garantía



UNIÓN
ESPAÑOLA DE EXPLOSIVOS, S.A.