

Procedimientos para evaluar la efectividad de las actuaciones de mejora de la seguridad vial

Ignacio Pérez Pérez

Doctor Ingeniero de Caminos, Canales y Puertos

Universidad de La Coruña, E.T.S. de Ingenieros de Caminos, Canales y Puertos.

INTRODUCCIÓN

Las actuaciones en carreteras están dirigidas a eliminar las deficiencias que presentan éstas en relación con la congestión, el tráfico, la seguridad en la circulación, etc. (Izquierdo, 1994).

Aunque las administraciones de carreteras realizan un gran esfuerzo en desarrollar actuaciones específicas que eliminen estos problemas, en el caso de la seguridad en la circulación, no suelen ser habituales los estudios que evalúen el impacto de tales actuaciones.

La evaluación de los proyectos de mejora de la seguridad que han sido ejecutados hasta el momento es muy importante para poder determinar qué actuaciones han resultado ser las más eficaces a la hora de minimizar los riesgos inherentes a una red de carreteras.

Por otra parte, la decisión de continuar, eliminar o mejorar los diversos programas de mejora de la seguridad en la circulación depende de la habilidad de medir la efectividad de cada uno de ellos. Mientras que sí existen evaluaciones de programas de ámbito estatal o regional, en los proyectos puntuales o actuaciones específicas ejecutadas a nivel local esta clase de evaluaciones de la efectividad son poco frecuentes. Es más, la evaluación de un programa de ámbito estatal o regional, cuando se hace, suele estar basada en criterios subjetivos o en presunciones no verificadas.

Los grandes programas de actuaciones de mejora de la seguridad en la circulación implican un conjunto de actuaciones puntuales cuyo diseño y posterior ejecución tienen mayores o menores consecuencias sobre la accidentalidad. Ello justificaría la evaluación de la efectividad de todas y cada una de las actuaciones contempladas en el programa, a fin de estimar

su comportamiento respecto a la seguridad en la circulación, con el objeto de adoptar, si procede, las medidas correctoras más eficaces.

Se puede decir que para evaluar la efectividad de una determinada actuación de mejora de la seguridad en la circulación hay dos procedimientos generales. El primero, denominado *evaluación longitudinal*, es un análisis que aborda directamente la evaluación de la eficacia recurriendo a la utilización de estudios *antes y después*. Este tipo de procedimientos basa la valoración de la efectividad de una actuación en el cómputo de accidentes. El segundo procedimiento, conocido como *evaluación de corte transversal*, aborda indirectamente la evaluación a partir del uso de modelos que predigan el número de accidentes. Estos modelos correlacionan las características geométricas y físicas de la infraestructura con las de los accidentes a través de la técnica estadística conocida con el nombre de *análisis de regresión* (Peña, 1992b). Este método de análisis asume básicamente el hecho de que entre los accidentes y las características de la infraestructura existe una relación causa-efecto (Zegeer et al, 1987; Serrano, 1978). Esta aproximación indirecta no necesita registrar datos de accidentes antes y después de la actuación, puesto que la efectividad se puede determinar estimando la diferencia entre los accidentes predichos en las condiciones "*antes*" y "*después*" para, a continuación, dividir este valor por los accidentes predichos en la condición "*antes*". La dificultad inherente al procedimiento indirecto estriba en que el modelo estimado puede ofrecer inexactitudes en la predicción del número de accidentes que limiten su utilidad.

En este artículo, por razones de delimitación de su objeto, sólo se van a analizar métodos de evaluación de la efectividad de las actuaciones de mejora de la seguridad en la circulación que se basan en el procedimiento directo; es decir, aquéllos que conciernen a las modalidades de estudios *antes y después*.

Por otra parte, el procedimiento directo puede realizarse mediante un *análisis estadístico clásico* o mediante otros *métodos alternativos*. Al abordar los *métodos estadísticos clásicos* se describen en primer lugar los estudios *antes y después* convencionales; es decir, aquéllos que aplican solamente los diferentes *contrastes de significación* a la evaluación de la efectividad

de una actuación. Aparte de estos análisis *antes y después convencionales*, también se podría recurrir al *diseño experimental mediante emplazamientos de control*. Si bien se trata, en este último caso, de un método de probada eficacia en otros ámbitos de investigación, su aplicación a la evaluación de la efectividad de las actuaciones exigiría la realización de experimentos viarios que, por razones obvias, no pueden llevarse a cabo. Esta revisión de los *métodos estadísticos clásicos*, se completa con una explicación de las causas de sesgo en la estimación de la efectividad de las actuaciones inherentes a los estudios *antes y después convencionales*.

La exposición continuará con la descripción de los *métodos alternativos* a los anteriores que son utilizados para estimar *el número esperado de accidentes*; abordando, en primer lugar, el método *no-paramétrico* y, a continuación, el *bayesiano*. Estos son los métodos que permiten evaluar con una mayor exactitud la efectividad de las actuaciones de mejora de la seguridad en la circulación. Por último, dada su importancia, se explicará también la *técnica de los conflictos de tráfico*, un procedimiento que utiliza el *número de conflictos de tráfico* acaecidos en un emplazamiento durante un período de tiempo para predecir el *número esperado de accidentes a largo plazo*.

ESTUDIOS ANTES Y DESPUÉS CONVENCIONALES

Los estudios *antes y después convencionales* son la forma más frecuente y sencilla de evaluar las actuaciones. Estos estudios consisten en registrar y comparar el número de accidentes durante dos intervalos de tiempo de la misma duración, uno anterior y otro posterior a la ejecución de la actuación objeto de estudio. Si el número de accidentes en el período posterior a la ejecución de la actuación disminuye, se dice que la actuación ha sido efectiva como medida correctora que mejora la seguridad. Por lo tanto, según estos estudios la efectividad de una actuación ejecutada en un emplazamiento o en grupo, se puede expresar en porcentaje de la manera siguiente (Larsen, 1986):

$$E (\%) = \frac{N_D - N_A}{N_A} \cdot 100 \quad (1)$$

donde:

E = Efectividad de la actuación.

- N_D = Número de accidentes registrados en el período posterior a la ejecución de la actuación en un emplazamiento o en un grupo de emplazamientos.
- N_A = Número de accidentes registrados en el período anterior a la ejecución de la actuación en un emplazamiento o en un grupo de emplazamientos.

No obstante, es necesario todavía profundizar en el análisis para esclarecer si la efectividad, calculada en base a los registros de la ocurrencia de accidentes y expresada en términos porcentuales, es o no *significativa*. Hay que tener en cuenta que una variación pequeña en el número de accidentes anterior y posterior a la ejecución de la actuación puede ser debida al azar (Larsen, 1986). Existen diversas formas de contrastar la *significación* de un cambio en el *número de accidentes registrados*, siendo algunas de las más utilizadas, los contrastes de *Poisson*, *chi-cuadrado*, *binomial* y de la función de *Bessel*.

En el siguiente apartado se procederá a la explicación de los diferentes tipos de *contrastos de significación*.

1.- CONTRASTES DE SIGNIFICACIÓN

Para adoptar una decisión, es útil hacer hipótesis sobre la población implicada. Tales hipótesis, que pueden ser ciertas o no, se llaman *hipótesis estadísticas*. En muchos casos, se formula una *hipótesis estadística* con el único propósito de rechazarla. Por ejemplo, si se desea decidir si una actuación de seguridad ha sido efectiva, se formula la hipótesis de que no hay ninguna diferencia en el *número de accidentes registrados* antes y después de la actuación. Tal hipótesis se denomina *hipótesis nula* y se denota por H_0 . Toda hipótesis que difiere de una dada se llama *hipótesis alternativa*. Cuando esta hipótesis es alternativa a la *hipótesis nula* se denota por H_1 . La *hipótesis alternativa* en este caso sería la existencia de una diferencia entre el *número de accidentes registrados* antes y después de la actuación. Si se supone que la *hipótesis nula* es cierta, pero se observa que el resultado obtenido difiere notablemente del esperado bajo tal hipótesis, entonces se dice que la diferencia observada es *significativa* y, por lo tanto, se rechaza la *hipótesis nula*. De esta forma se llegaría a la conclusión de que la actuación ha sido efectiva. Los procedimientos que ayudan a decidir si se rechaza o acepta la *hipótesis nula*, se llaman *contrastos de significación* (Snedecor y Cochran, 1989).

Si se rechaza una hipótesis cuando debiera ser aceptada, se dice que se ha cometido un *error de tipo I*. Por otra parte, si se acepta una hipótesis que debiera ser rechazada, se dice que se ha cometido un *error de tipo II*. Al contrastar una hipótesis, la máxima probabilidad con la que se está dispuesto a correr el riesgo de cometer un *error de tipo I* se llama *nivel de significación del contraste* y se denota por la letra α . Esto quiere decir que si, por ejemplo, se escoge el *nivel de significación* 0,10 al diseñar una regla de decisión, habrá 10 oportunidades entre 100 de rechazar la hipótesis cuando debiera haber sido aceptada; dicho de otro modo, se tiene un 90% de *confianza* en que se ha adoptado la decisión correcta. En tal caso se dice que la hipótesis ha sido rechazada al *nivel de significación* 0,10 y, por lo tanto, la hipótesis tiene una probabilidad de un 10% de ser falsa.

Estas técnicas proporcionan un método idóneo para contrastar la *significación* de una actuación cuando la magnitud del número de accidentes anterior a la actuación es suficientemente elevada como para asegurar la *significación*. Si este número fuese pequeño puede que no sea suficiente para considerar el porcentaje de reducción de accidentes que resulta de una actuación en particular como *estadísticamente significativo*. En consecuencia, esta técnica de contraste no es adecuada para el análisis individualizado de la efectividad de aquellas actuaciones ejecutadas en emplazamientos donde el número de accidentes es muy escaso. Esta dificultad podría soslayarse en estudios más amplios, que permitan la agrupación de la casuística de accidentalidad correspondiente a un cierto número de emplazamientos de las mismas características donde se han ejecutado actuaciones similares; sin embargo, en la práctica, no suele ser frecuente operar con un número suficiente de actuaciones como para asegurar en este caso la *significación* de la evaluación de la efectividad. Por último, tampoco conviene olvidar que el efecto de las actuaciones de seguridad en la circulación suele ser, en la práctica, bastante limitado y esto hace que, en la mayoría de los casos, que el resultado del contraste no permita asegurar estadísticamente que las actuaciones sean efectivas.

Desde un punto de vista estrictamente estadístico, para valorar el alcance y posibilidades de uso de esta técnica de estimación de la efectividad, también hay que tener en cuenta que dado

un resultado de una evaluación de seguridad en la circulación, el rechazo o no rechazo de la *hipótesis nula*, depende enteramente del *nivel de significación* elegido; por lo tanto, si bien la hipótesis puede ser rechazada para algunos *niveles de significación*, para otros niveles puede ser aceptada. Hauer (1983b) argumenta al respecto que este tipo de contraste resulta, en la práctica, arbitrario dado que el valor del *nivel de significación* adoptado es siempre una cuestión de convenio. En este sentido, los textos de estadística dejan a voluntad del investigador la elección de los *niveles de confianza* apropiados para cada análisis concreto, recomendándose el uso de *niveles de significación* con umbrales de 0,01 y 0,05. Estos *niveles de significación* resultan adecuados para trabajar en la investigación de otras disciplinas. En los estudios de la efectividad de las actuaciones de seguridad vial, los datos disponibles hacen que operar con un nivel del 5% sea raramente factible.

Hauer (1983b) también argumenta en contra del uso de estas *pruebas de significación* el hecho de que el resultado del contraste depende de la elección de la *hipótesis nula*. El resultado está relacionado con la decisión sobre cuál de las hipótesis enfrentadas jugará el papel de la *hipótesis nula*. Por lo tanto, en función de la elección que se haga se obtendrán resultados diferentes. Por ejemplo, al realizar el contraste de la efectividad de una actuación, se asumen dos valores de dicha efectividad: El primer valor es cero o, lo que es lo mismo, la actuación no ha sido efectiva. Por otro lado, el segundo valor puede ser, por ejemplo, un valor de la efectividad del 20%. A continuación se toma como *hipótesis nula* el valor de cero, al realizar el contraste se deriva, como primera conclusión, que no se puede rechazar dicha hipótesis. Si, por el contrario, se elige la efectividad del 20% como *hipótesis nula* y como *alternativa* el primer valor igual a cero, al realizar de nuevo un contraste da como resultado que no se puede rechazar la nueva *hipótesis nula* para el mismo *nivel de significación*. Esto pone de manifiesto que existe un contrasentido, puesto que en ambos casos se pueden rechazar las *hipótesis nulas* y, por lo tanto, los resultados de los contrastes arrojan conclusiones diferentes dependiendo a cuál de los dos valores de la efectividad enfrentados se le asigne el papel de *hipótesis nula*. En realidad existe un intervalo de valores de la

efectividad en los que se puede rechazar la *hipótesis nula*, siempre que ésta esté dentro de dicho intervalo de valores y, por lo tanto, las conclusiones obtenidas del contraste estarán en función de una decisión subjetiva como es la elección de la *hipótesis nula*.

Después de haber explicado someramente el fundamento estadístico del *contraste de significación* y sus posibilidades de aplicación a la evaluación de la efectividad, el paso siguiente debe ser la exposición de algunos de los tipos de contraste más utilizados en las evaluaciones de mejora de la seguridad en la circulación.

1.1 Contraste de la distribución de Poisson

En esta prueba el *número de accidentes registrados* en el período anterior se considera como un valor fijo y constante, correspondiendo dicho valor a la media de una *distribución de Poisson*. Dado un cierto registro de accidentes en el período anterior λ , los términos de la sumatoria de la distribución indicada en la ecuación 2 se suman para determinar la probabilidad que permite considerar como *significativa* para un determinado *nivel de confianza* la diferencia entre los registros de accidentes anterior y posterior a la actuación (Weed, 1986):

$$\alpha = \sum_{N_D = N_{D1}}^{N_{D2}} \frac{\lambda^{N_D} e^{-\lambda}}{N_D!} \quad (2)$$

donde:

- α = Probabilidad de que $N_{D1} \leq N_D \leq N_{D2}$.
- λ = Media de la distribución de Poisson asumida como el número de accidentes N_A registrados en el emplazamiento durante el período anterior.
- e = Base de los logaritmos naturales.
- N_{D1}, N_{D2} = Límites superior e inferior de la sumatoria.
- N_D = Número de accidentes registrados en el emplazamiento durante el período posterior.

Para admitir como *estadísticamente significativa* una reducción del *número de accidentes registrados* después de la actuación, los límites de la sumatoria corresponderían, en la ecuación 2, a los valores: $N_{D1} = 0$ y $N_{D2} = N_D$. El valor de la probabilidad obtenida mediante dicha ecuación habrá de ser comparado con el valor correspondiente al *nivel de significación* elegido para un determinado *nivel de confianza*. Si el valor de la probabilidad fuese menor que el valor del *nivel de significación* adoptado, entonces se acepta que existe una *diferencia significativa* entre el registro de accidentes anterior y posterior a la actuación y, por lo tanto,

dicha actuación puede considerarse *efectiva* como medida de reducción del número de accidentes (Datta et al, 1978).

1.2. Contraste *chi-cuadrado*

Este método está basado en la distribución *chi-cuadrado*. Esta distribución es aquella en la que una variable se puede expresar mediante la ecuación 3, para el caso $\nu - 1$ *grados de libertad* (Peña, 1992a):

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^{\nu} \frac{(O_i - ES_i)^2}{ES_i} \quad (3)$$

donde:

- χ^2 = Estadístico *chi-cuadrado*.
- O_i = Número de accidentes registrados.
- ES_i = Registro teórico esperado
- ν = Número de variables

A diferencia del contraste anteriormente descrito, el procedimiento basado en la prueba del *chi-cuadrado*, no considera el *número de accidentes registrados* en el período anterior como una constante, sino como una variable aleatoria (Weed, 1986; Datta et al, 1978). Para verificar si la diferencia de la accidentalidad anterior y posterior a la actuación es *significativa*, se considera como *hipótesis nula* el caso en que N_D y N_A son valores registrados de la misma *distribución de Poisson*. Aquí, la mejor estimación de la media de esta distribución es el promedio de N_D y N_A . Por consiguiente, dado que en este caso el número de variables es igual a dos, se tendrá que (Weed, 1986):

$$ES_A = ES_D = \frac{(N_A + N_D)}{2} \quad (4)$$

donde:

- N_A = Número de accidentes registrados en el emplazamiento durante el período anterior a la actuación.
- N_D = Número de accidentes registrados en el emplazamiento durante el período posterior a la actuación.

Sustituyendo ahora en la ecuación 3 los valores teóricos de ES_A y ES_D por los estimados a través de la expresión anterior se obtiene que (Weed, 1986):

$$\chi^2 = \frac{(N_D - N_A)^2}{(N_D + N_A)} \quad (5)$$

Por último, consultando la tabla de *chi-cuadrado* se puede obtener el *valor crítico* χ_c^2 que corresponde a 1 *grado de libertad* para un determinado *nivel de confianza*. Si se cumple que $\chi^2 > \chi_c^2$ entonces se considera rechazable la *hipótesis nula* de que N_D y N_A son registros de la misma media de una distribución de *Poisson* y, por lo tanto, se puede concluir que la actuación ha sido efectiva en la reducción de la accidentalidad.

1.3. Contraste binomial

Este contraste, como su nombre indica, está basado en la *distribución binomial*. La *hipótesis nula* es aquí la suposición de que no se ha producido una variación *significativa* en el registro de los accidentes antes y después de una actuación de mejora de la seguridad en la circulación.

Este procedimiento asume que el *número de accidentes registrados* antes y después de la ejecución de la actuación está distribuido como una *variable binomial* con el parámetro $p = 0,5$. El *nivel de significación* de este contraste se obtiene aplicando la siguiente ecuación (Weed, 1986):

$$\alpha = 0,5^N \sum_{N_D = N_1}^{N_2} \frac{N!}{[N_D!(N - N_D)!]} \quad (6)$$

donde:

α = Probabilidad de que $N_{D1} \leq N_D \leq N_{D2}$.

N = $N_D + N_A$

Cuando se cumple que $N_D < N_A$, habrá que verificar todavía si la reducción de la accidentalidad después de la actuación es *estadísticamente significativa*. En este caso, los límites de la sumatoria de la ecuación 6 serán $N_1 = 0$ y $N_2 = N_D$. El *nivel de significación* estimado mediante la ecuación anterior, se compara con el elegido para un *nivel de confianza* determinado. Cuando el valor estimado es inferior al valor elegido, entonces se rechaza la *hipótesis nula* y se dice que la actuación ha sido efectiva (Weed, 1986).

1.4. Contraste de la función de Bessel

En este procedimiento se considera que los accidentes en los períodos anterior y posterior a una actuación, son los valores registrados de dos variables independientes correspondientes a dos *distribuciones de Poisson*. Por consiguiente, si los accidentes antes y después de una actuación se ajustan a una distribución de *Poisson*, entonces las medias de éstos, antes y después de la actuación, también se ajustarán (Nicholson, 1987).

Bajo la *hipótesis nula* de que las medias λ y μ de las dos distribuciones de *Poisson* correspondientes a los períodos anterior y posterior a la actuación son iguales para períodos de registro de accidentes similares, la diferencia de los registros de accidentes antes y después de la actuación viene dada por la siguiente ecuación (Nicholson, 1987):

$$P(N_A - N_D) = e^{-2c} \sum_{\beta=0}^{\infty} \frac{1}{\beta! (\beta + |N_A - N_D|)!} c^{2\beta + |N_A - N_D|} \quad (7)$$

donde:

$$N_A = \sum_{i=1}^n N_{Ai}$$

$$N_D = \sum_{i=1}^n N_{Di}$$

N_{Ai} = Número de accidentes en el año i anterior a la ejecución de la actuación.

N_{Di} = Número de accidentes en el año i posterior a la ejecución de la actuación.

n = Número de años en que se registran los accidentes.

c = $n\lambda = n\mu$

Según Nicholson (1987) usando la relación anterior se puede calcular la función de densidad de la diferencia entre N_A y N_D . Dada la *hipótesis nula* de que λ y μ son iguales, a partir de esta función de densidad se pueden estimar *intervalos de confianza* de $(N_A - N_D)$. Cuando el valor registrado de $(N_A - N_D)$ se encuentra fuera de los *límites de confianza* se rechaza la *hipótesis nula*, y por lo tanto, se puede decir que la actuación ha sido efectiva.

2.- FACTORES DE SESGO INHERENTES A LOS ESTUDIOS ANTES Y DESPUÉS CONVENCIONALES.

Después de haber descrito los distintos *contrastos de significación* utilizados para evaluar la efectividad de las actuaciones de mejora de la seguridad en la circulación mediante los

estudios *antes y después convencionales*, conviene hacer todavía algunas consideraciones sobre las principales dificultades con las que suelen encontrarse los investigadores y analistas a la hora de realizar esta tarea. Si se explicó en primer término la evaluación de la efectividad mediante estos estudios, se debió a que implican procedimientos basados en herramientas estadísticas relativamente sencillas y de fácil aplicación. Sin embargo estos diseños presentan algunos inconvenientes que afectan al rigor del proceso evaluatorio y, en consecuencia, limitan la validez de los resultados obtenidos.

Una vez que se ha realizado un *contraste de significación* por cualquiera de los métodos tratados, éstos no permiten evaluar qué porcentaje del cambio producido en la accidentalidad antes y después de la actuación es debido a la misma, ni tampoco qué porcentaje del cambio se debe a otros factores.

Los principales factores de sesgo o dificultades inherentes al empleo de estos procedimientos son los siguientes:

- La *regresión a la media*
- La existencia de *actuaciones simultáneas*
- La presencia de una *tendencia general en la accidentalidad*
- La *migración de accidentes*

Entre todas estas dificultades, el fenómeno de *regresión hacia la media* quizás sea el que mayores inconvenientes presenta. Como se verá a continuación, dicho fenómeno se ve agravado por el efecto derivado de la combinación entre la forma habitual de identificar los emplazamientos como *puntos negros* y la manera de realizar la evaluación de la efectividad de las actuaciones ejecutadas en los mismos a través de los estudios *antes y después convencionales*.

2.1 Regresión a la media.

La ejecución de las actuaciones específicas de mejora de la seguridad exige la previa identificación de los *emplazamientos peligrosos*. Esta identificación suele realizarse en función del *número de accidentes registrados* en cada uno de los emplazamientos de una red; es decir, se identifican como susceptibles de mejora aquéllos que registran un nivel de

accidentalidad mayor o igual a un número determinado de accidentes. Este procedimiento de identificación de *puntos negros* produce resultados sesgados cuando se realiza la evaluación de la efectividad de las actuaciones mediante los estudios *antes y después convencionales*, haciendo que las actuaciones de mejora parezcan más efectivas de lo que son en realidad. Por lo que lógicamente, es crucial que se tenga en cuenta la existencia y magnitud de este sesgo a fin de introducir las correcciones necesarias cuando se realicen estudios *antes y después* (Hauer, 1980b). La causa del sesgo estriba en la aceptación de una hipótesis errónea que Hauer (1986) enuncia de la siguiente manera:

"...el número de accidentes registrados en un emplazamiento, en el período anterior a la ejecución de una actuación, es una estimación insesgada del número esperado de accidentes en un período posterior a la aplicación de la actuación, suponiendo el caso de que la actuación no hubiera sido llevada a cabo"

En relación con lo hasta aquí expuesto, Brüde y Larsson (1988) definieron la *regresión hacia la media* de la siguiente manera:

"...el fenómeno por el cual un número aleatorio de accidentes elevado en un emplazamiento durante un período de tiempo anterior, es seguido por un número aleatorio de accidentes reducido durante un período de tiempo posterior similar, aun cuando no se hayan ejecutado actuaciones de seguridad vial en dicho emplazamiento."

A lo que cabría añadir todavía la siguiente observación que en el mismo sentido hacen Hauer y Persaud (1982):

"...como los emplazamientos son seleccionadas para tratamiento debido a que en ellos se produce un elevado número o índice de accidentes, a causa del fenómeno de regresión a la media, se debería esperar que éstos tengan un número menor de accidentes en un período posterior, aun cuando no se hubiera llevado a cabo ninguna actuación."

En general, en los emplazamientos con un *número de accidentes registrados superior al promedio*, se debería esperar que en el período posterior a la ejecución se produzca una *disminución del número de accidentes registrados*; aun cuando no se haya producido la ejecución de la actuación; y viceversa, cuando el *número de accidentes registrados es bajo* se espera que ocurra lo contrario. Por consiguiente, en un análisis antes y después acompañado

de un *contraste de significación*, esta disminución del *número de accidentes registrados* es interpretada como una indicación de que la actuación ha sido efectiva.

Lo dicho anteriormente indica que para poder estimar de manera más rigurosa la efectividad de una actuación, no solamente se debe realizar un *contraste de significación* mediante algunos de los métodos estadísticos descritos anteriormente, sino que también debe hacerse una estimación del número promedio de accidentes a largo plazo en el emplazamiento. Hauer (1986) denomina a este número promedio de accidentes a largo plazo como el *número esperado de accidentes (m)* que, como su nombre indica; es el número de accidentes que se espera que se produzcan a largo plazo en un emplazamiento, siempre y cuando no se modifiquen las características físicas del mismo como consecuencia de cualquier tipo de actuación.

En este mismo orden de ideas, Nicholson (1987, 1988, 1989 y 1990) dice que los accidentes de tráfico son fenómenos relativamente raros y que a causa de las fluctuaciones con que se producen, es generalmente difícil identificar lo que puede ser llamado el *índice de accidentes verdadero implícito (Underlying True Accident Rate, UTAR)*. Según Nicholson el *UTAR* de un emplazamiento no se conoce con exactitud. Éste no debe ser confundido con el *número de accidentes registrados* en un período de tiempo. Para este autor el *UTAR* es el índice por excelencia de la seguridad vial y, por lo tanto, es el que debería ser utilizado para identificar emplazamientos peligrosos y para evaluar la efectividad de las actuaciones (Nicholson 1987, 1988, 1989 y 1990).

Como se ha explicado, *el número de accidentes registrados* en un período de tiempo anterior a la actuación (N_A) no es un buen estimador del *número esperado de accidentes*, debido a que los emplazamientos que pueden ser objeto de una actuación no se identifican al azar, sino en virtud de que en éstos se ha registrado un número de accidentes mayor que un cierto valor crítico. Cuando se emplea a N_A como un estimador de m , el efecto de la actuación se evalúa mediante la fórmula expresada a continuación (Mountain y Fawaz, 1991):

$$e^* = \frac{N_D}{N_A} \quad (8)$$

El estimador del efecto de la actuación e^* , produce un error inducido por el *efecto de regresión a la media*. Este efecto se puede expresar como sigue (Mountain y Fawaz, 1991):

$$r = \frac{m}{N_A} \quad (9)$$

donde r es el *efecto de regresión a la media*.

Por otra parte, el porcentaje de cambio (R) producido en el número de accidentes debido al *efecto de regresión hacia la media* será igual a:

$$R(\%) = \frac{m - N_A}{N_A} \cdot 100 \quad (10)$$

Para concluir, se dirá que este porcentaje del cambio debido al *efecto de regresión hacia la media* es lo que hace que en los estudios *antes y después* se sobrestime, en la mayoría de los casos la efectividad de las actuaciones; aunque también es posible que, si el *número de accidentes registrados* es muy pequeño, se subestime la efectividad de las actuaciones realizadas.

2.2 Actuaciones simultáneas.

Es posible que la diferencia resultante entre el *número de accidentes registrados* antes y después de la actuación sea debida, no solamente a una actuación en particular, sino a la circunstancia de que en el mismo período de tiempo pudieron haberse ejecutado otro tipo de actuaciones de mejora de la seguridad en la circulación o de ingeniería en el mismo emplazamiento. En este caso (Serret y Mosquera, 1995), las *actuaciones simultáneas* podrían haber influido en la diferencia del *número de accidentes registrados*. El ingeniero siempre debería tomar en consideración que el efecto resultante deriva de la acción concomitante de todas las *actuaciones simultáneas* que se han ejecutado en el emplazamiento y no sólo de la que se esté evaluando.

2.3 Tendencias temporales de la accidentalidad.

Al hacer la evaluación de la efectividad de una actuación de mejora de la seguridad en la circulación a lo largo de un período de tiempo más o menos dilatado, es posible que, en un determinado emplazamiento, el número de accidentes haya sufrido un cambio debido a la ejecución de dicha actuación; sin embargo, el cambio producido en el número de accidentes

puede ser debido también a una evolución latente, positiva o negativa, manifestada en períodos prolongados de tiempo en una red de carreteras. Esta tendencia puede revelar una disminución o aumento del número de accidentes debido a la combinación de muchos factores. Como se sabe, existen otras actuaciones que no son propiamente de mejora de la seguridad en la circulación (legislación, vigilancia policial, campañas de educación, mejoras en el diseño de los vehículos, cambios sociales, etc.), que pueden alterar el número de accidentes en los emplazamientos concretos, aun cuando no se hayan realizado actuaciones de seguridad en la circulación sobre ellos. De la misma manera que en el caso de las actuaciones simultáneas, el ingeniero debe tener en cuenta en sus evaluaciones también esta *tendencia en el tiempo* y, en el caso de que hayan afectado a la diferencia en el número de accidentes, debería ponderarse el efecto derivado de este fenómeno global con el efecto inherente a la actuación de mejora de la seguridad en la circulación que se ha realizado en un determinado emplazamiento (Council et al, 1980).

2.4. Migración de accidentes.

Entre los ingenieros de tráfico existe una cierta sospecha de que cuando se actúa sobre un punto negro, la reducción del número de accidentes va, en apariencia, acompañada de incremento del número de accidentes en los emplazamientos adyacentes al que ha sido objeto de actuación. Este fenómeno ha sido denominado por diferentes investigadores como *migración de accidentes* (Boyle y Wright, 1984; Persaud, 1986a; Wright y Boyle, 1987) y, de ser realidad el mismo, constituye indudablemente una dificultad a la hora evaluar las actuaciones de mejora de la seguridad en la circulación, ya que una parte del beneficio producido por la actuación de mejora se diluiría a causa del incremento en el número de accidentes en los emplazamientos periféricos.

Por otra parte, en la actualidad hay un gran debate sobre la causa del incremento en el *número de accidentes registrados* en los emplazamientos adyacentes; es decir, si el incremento se debe a la actuación de mejora de la seguridad en la circulación o, por el contrario, este incremento se hubiera producido también con independencia de la actuación llevado a cabo

(Boyle y Wright, 1984; McGuigan, 1985). Resumiendo esta problemática, Mountain y Fawaz (1992) dan seis posibles interpretaciones de la *migración de accidentes* que pueden, a su vez, clasificarse en dos grandes grupos. El primero aglutina aquéllas interpretaciones que hacen a la actuación responsable del incremento registrado en el número de accidentes en los emplazamientos adyacentes, mientras que ubican en el segundo las interpretaciones que sostienen la hipótesis de que el incremento registrado no está relacionado con la ejecución de la actuación de mejora.

Las interpretaciones incluidas en el primer grupo son las siguientes (Mountain y Fawaz, 1992):

- *Compensación del riesgo.* La actuación de mejora de la seguridad en la circulación ejecutada en un emplazamiento, modifica el comportamiento del conductor de acuerdo con el nivel de riesgo que percibe (Wright y Boyle, 1987). En este sentido, Boyle y Wright (1984) sugieren que la mejoría del emplazamiento podría reducir la conciencia que deben tener los conductores de la necesidad de precaución, dando lugar a una modificación en el comportamiento de éste y, en consecuencia, se incrementa el riesgo de accidentes en los emplazamientos adyacentes.
- Puede existir un *efecto final* unido a la ejecución de algunos tipos de proyectos de ingeniería, en los que los conductores no se adaptan con la suficiente rapidez a la modificación brusca de las características de la carretera al finalizar el tramo donde se ejecutó la actuación. En este sentido, ejemplos de estos proyectos serían la instalación de sistemas de iluminación, la adición de un carril a una calzada, el desdoblamiento de una carretera.
- *Un incremento de la exposición a los accidentes en los emplazamientos adyacentes.* Algunas actuaciones pueden originar un cambio en el volumen y la composición del tráfico en los emplazamientos donde han sido ejecutadas y en las circundantes. Por lo que, esta alteración del tráfico hace que se incrementen los accidentes en los emplazamientos adyacentes.

Por otra parte, dentro del grupo en que la explicación del incremento de los accidentes en los emplazamientos próximos no se considera relacionada con la ejecución de las actuaciones se encuentran las interpretaciones siguientes (Mountain y Fawaz, 1992):

- La hipótesis de que *el incremento registrado en los accidentes en los emplazamientos circundantes es una ilusión causada por el efecto de regresión a la media*. Es decir, mientras que los emplazamientos donde se ejecutan las actuaciones son aquéllos que han tenido un número de accidentes relativamente grande en el período anterior a la actuación, los emplazamientos adyacentes son los que han tenido en el mismo período un número de accidentes relativamente pequeño. De esta manera, el efecto de *regresión hacia la media* produciría una disminución aleatoria de los accidentes en los emplazamientos identificados para la actuación, y un incremento aleatorio en los que no lo han sido, dando como resultado una *migración* de accidentes que hubiera ocurrido de todas formas aunque no se hubiera llevado a cabo la actuación (McGuigan, 1985; Maher, 1987).
- La causa podría ser un *deterioro físico de los emplazamientos adyacentes* a aquél que ha recibido una actuación, lo cual provoca un mayor número de accidentes en esos emplazamientos.
- El incremento registrado en el número de accidentes puede ser debido en parte al efecto de una *tendencia temporal de aumento de la accidentalidad* que hubiera ocurrido aunque no se hubiera ejecutado ninguna actuación.

A raíz de lo expuesto hasta ahora, cabe concluir que en la actualidad existe una necesidad de investigar con mayor precisión estos fenómenos que inciden sobre la accidentalidad y, por lo tanto, sobre la evaluación de la efectividad de las actuaciones. Faltan todavía resultados concluyentes sobre cuestiones que siguen siendo objeto de polémica, especialmente sobre la *migración de accidentes* (Mountain y Fawaz, 1989; 1991; 1992). El problema principal a la hora de llevar a cabo este tipo de investigación sigue siendo la inexistencia de bancos de datos con información adecuada acerca de los accidentes, las características viarias de las redes y

los diferentes tipos de actuaciones ejecutadas tanto en los *emplazamientos peligrosos* como en las áreas circundantes.

DISEÑO EXPERIMENTAL MEDIANTE EMPLAZAMIENTOS DE CONTROL

Este diseño es similar al de los estudios *antes y después convencionales* en que se registran los accidentes anteriores y posteriores a la ejecución de la actuación. Sin embargo, se diferencia de ellos en que la investigación debe ser planificada antes de que la actuación sea llevada a cabo. Los emplazamientos que se consideran más peligrosos y, por lo tanto, aquéllos a los que se les deben aplicar las actuaciones, son aleatoriamente seleccionados, bien para que formen parte de un *grupo de control*, o bien para que en ellos se ejecuten las actuaciones. Esta elección aleatoria se realiza antes de la ejecución de dichas actuaciones con el fin de dar a todos los emplazamientos la misma oportunidad de recibir la actuación de tal forma que se prevenga la existencia de sesgos (Peña, 1986b). De esta forma se pretende que el grupo de emplazamientos que sirve de control y el grupo elegido para ejecutar las actuaciones, sean similares en todos los factores excepto en la ejecución de la actuación (Council et al, 1980).

Una vez hecha la asignación aleatoria, se registra el número de accidentes en ambos grupos durante el período de tiempo anterior a la aplicación de la actuación. A continuación se ejecuta la actuación en sólo uno de los grupos y finalmente se registra el número de accidentes en ambos después de la ejecución. Para que los resultados sean válidos, es importante también que los períodos de tiempo utilizados para registrar los accidentes en ambos grupos sean idénticos.

La estimación del número de accidentes después de la ejecución de la actuación se basa en los datos de los emplazamientos que corresponde al *grupo de control*. Esta estimación se ampara en la hipótesis de que si no se hubiera producido la ejecución de la actuación, el grupo donde se ha realizado el tratamiento se comportaría exactamente igual que el grupo que sirve de control. Por ello, es muy importante que las características -físicas geométricas, etc.- de los *emplazamientos de control* sean muy similares a las de los emplazamientos elegidos como

objeto de la actuación. A partir de la estimación del número de accidentes después de la actuación en el grupo donde se realizó la ejecución, se evalúa que porcentaje de la efectividad se debe a la actuación es si misma y que porcentaje se debe a otros factores desconocidos. Al igual que en los estudios *antes y después convencionales*, una vez registrados los accidentes antes y después de la actuación se puede utilizar un *contraste de significación* apropiado para ver si las diferencias registradas son *significativas*.

La principal objeción a este método radica en que, por razones de diseño, se impide actuar sobre los emplazamientos de control aun cuando se sepa que éstos son peligrosos. Además de los problemas éticos o deontológicos que de estos diseños pueden derivarse, el hecho de planificar el diseño antes de la ejecución de la actuación no siempre es posible debido a la carencia de los datos necesarios. La actuación debe ser realizada en un gran número de emplazamientos, lo cual es otro inconveniente debido al coste que ello representa. Además resulta prácticamente imposible simultanear la ejecución de las actuaciones exactamente al mismo tiempo. También, resulta muy difícil encontrar *emplazamientos de control* adecuados que sean similares y que estén espacialmente próximos.

La principal ventaja del método, por el contrario, es que aunque sea de muy difícil aplicación, eliminaría las causas de sesgo expuestas en el apartado anterior.

Podría emplearse una variante de este método en la cual los emplazamientos sobre los que se va a actuar no son elegidos de forma aleatoria, sino que se parte de un conjunto de emplazamientos donde se sabe previamente que se han ejecutado actuaciones a lo largo de un período más o menos extenso de tiempo (Robertson y Opiela, 1985). Estos emplazamientos donde se han ejecutado actuaciones se comparan con otros de las mismas características que no hayan recibido actuaciones de seguridad en el mismo período de tiempo (Tanner, 1958). A partir de esta comparación se estima qué porcentaje de la efectividad se debe a la actuación es sí misma y qué porcentaje se debe a otros factores (Lyles et al, 1986). Este diseño no es tan riguroso como el anterior, ya que en este caso no se puede asegurar que el grupo donde se

realizó el tratamiento se comportó de igual forma que el grupo donde no se realizó (Mountain et al, 1995).

EVALUACIÓN DE LA EFECTIVIDAD DE LAS ACTUACIONES POR MEDIO DE LA ESTIMACIÓN DEL NÚMERO ESPERADO DE ACCIDENTES

1. INTRODUCCIÓN

Para evaluar la efectividad de las actuaciones se ha visto con anterioridad que se pueden utilizar tanto los estudios *antes y después convencionales* como el *diseño experimental mediante emplazamientos de control*. Los estudios *antes y después convencionales* dan como resultado estimaciones sesgadas debido fundamentalmente a los fenómenos de *regresión hacia la media* y la *tendencia en el tiempo*. Por otra parte, el *diseño experimental* elimina, teóricamente, estos problemas mediante el uso de *emplazamientos de control*, pero ya se ha visto que, debido a la dificultad que presenta su realización práctica, es muy difícil de llevar a cabo. Es por ello que han surgido diversos *métodos alternativos* basados en la estimación del *número esperado de accidentes a largo plazo* producido en el emplazamiento objeto de estudio.

Para estimar el *número esperado de accidentes* se dispone de dos planteamientos alternativos (Wright et al, 1987):

- a) No se hacen hipótesis sobre la distribución del número esperado de accidentes entre los emplazamientos de un mismo tipo y categoría.
- b) Se asume una forma particular de distribución del número esperado de accidentes entre los emplazamientos pertenecientes a una población con las mismas características.

Ambos planteamientos están orientados a ofrecer una estimación del *número esperado de accidentes* que hubieran ocurrido en un emplazamiento identificado para llevar a cabo en él un determinado tipo de actuación, en el caso de que dicha actuación no se hubiera efectuado. En otras palabras, se trata de una estimación acerca de lo que hubiera acontecido en el emplazamiento en cuestión si la actuación no se hubiera ejecutado. Esta estimación se compara con el *número de accidentes registrados* en dicho emplazamiento después de la

actuación, para así obtener una estimación insesgada de la efectividad de la misma (Nicholson, 1988).

Mountain, Fawaz y Sineng (1991 y 1992) cuantificaron el *efecto* que produce una actuación, comparando el *número esperado de accidentes a largo plazo* con el *número de accidentes registrados* en el período posterior a la misma, mediante la siguiente expresión:

$$e = \frac{N_D}{m} \quad (11)$$

donde:

- e = Efecto de la actuación.
- N_D = Número de accidentes registrados en el período posterior a la ejecución de la actuación.
- m = Número esperado de accidentes en el emplazamiento.

Tal y como puede observarse en la ecuación anterior, cuando la actuación no hubiera tenido efecto sobre los accidentes resulta que $e = 1$; si, por el contrario, la actuación ha reducido los accidentes, entonces $e < 1$; y, por último, si la actuación ha incrementado los accidentes: $e > 1$ (Danielsson, 1986). Por lo tanto, la *efectividad* de una actuación se puede expresar mediante el porcentaje siguiente:

$$E(\%) = \frac{N_D - m}{m} \cdot 100 \quad (12)$$

Esta expresión debe ser utilizada en estudios *antes y después* en lugar de la fórmula 1 vista anteriormente; en ella se ha sustituido el *número de accidentes registrados* en el período anterior (N_A) por el *número esperado de accidentes a largo plazo* (m). La gran dificultad de poder utilizar esta expresión radica en que m no puede ser observado directamente, sino que tiene que ser estimado.

Este nuevo planteamiento de la evaluación de la efectividad puede ir acompañado de un *contraste de significación* para comprobar que la diferencia entre el *número esperado de accidentes a largo plazo* y el *número de accidentes registrados* después de la actuación es *significativa*.

Esta evaluación se puede llevar a cabo a través de los procedimientos que a continuación se describen.

2.-MÉTODO NO-PARAMÉTRICO.

Corresponde al planteamiento que no necesita hacer ninguna hipótesis sobre la distribución del número esperado de accidentes entre los emplazamientos de la misma categoría.

Está basado en el supuesto de que la distribución del número de accidentes registrados en un emplazamiento obedece la *ley de probabilidad de Poisson*. Este método fue utilizado por Hauer y Persaud et al (1982) con la finalidad de eliminar el sesgo inherente en los estudios *antes y después*.

Ellos emplearon un análisis no paramétrico para obtener la siguiente regla de estimación del número esperado de accidentes que, en el futuro, se producirá en un emplazamiento a lo largo de un año (referencia):

$$\hat{m} = \frac{(z+1) \cdot n(z+1)}{n(z)}$$

(13)

donde:

$n(z+1)$ = Número de emplazamientos que tuvieron $(z+1)$ accidentes en el período de tiempo anterior a la actuación.

$n(z)$ = Número de emplazamientos de las mismas características que registraron z accidentes en el período de tiempo anterior a la actuación.

z = Número de accidentes registrados en el emplazamiento en el período de tiempo anterior a la actuación.

\hat{m} = Número esperado de accidentes en el emplazamiento

Hauer y Persaud (1982) comprobaron estas reglas en 20.762 secciones de carretera de Ontario (Canadá) y evaluaron el fenómeno de *regresión hacia la media*. Lo cual da una idea del gran número de emplazamientos de una misma categoría que se necesitan para lograr estimaciones fiables del *número esperado de accidentes* mediante el método *no-paramétrico*; circunstancia que, en la práctica, dificulta la aplicación de este procedimiento. Hauer (1986) también obtuvo la ecuación 13 a partir del *estimador T*, propuesto por Robbins (1956), demostrando que cuando $n(z)$ es lo suficientemente grande, \hat{m} es una mejor estimación del *número esperado de accidentes* que N_A . En el mismo artículo este autor recomienda completar el análisis aproximando las estimaciones a través de un procedimiento de ajuste de curvas para suavizar las eventuales desviaciones del estimador de Robbins (Hauer y Lovell, 1986; Hauer, Lovell y Persaud, 1986).

Una vez que se ha estimado el *número esperado de accidentes* en un emplazamiento donde se haya llevado a cabo una actuación de mejora de la seguridad en la circulación, para evaluar la efectividad de dicha actuación hay que comparar el valor de éste con el del número de accidentes registrados después de la actuación.

3. MÉTODO BAYESIANO.

Este método se diferencia del *no-paramétrico* en que considera el *número esperado de accidentes a largo plazo* como una variable aleatoria con una distribución de probabilidad *a priori* en una población de emplazamientos de las mismas características. Al igual que en el procedimiento anterior, aquí se asume que se conoce la distribución de probabilidad del *número de accidentes registrados* en un emplazamiento en particular para cualquier valor del *número esperado de accidentes*. Una vez que se ha registrado el número de accidentes en un emplazamiento, la aplicación del *teorema de Bayes* permite transformar la distribución *a priori* del *número esperado de accidentes* en una distribución *a posteriori*. Si se vuelven a realizar nuevos registros de accidentes, aplicando de nuevo el teorema, esta distribución *a posteriori* se puede modificar nuevamente. La última de las distribuciones *a posteriori* se toma como base para la predicción del *número esperado de accidentes* en un emplazamiento (Abbess, Jarrett y Wright, 1981; Hauer, 1983a).

Por consiguiente, para poder aplicar el *método bayesiano* al campo de la evaluación de las actuaciones de mejora de la seguridad en la circulación, es necesario realizar dos hipótesis. Una sobre qué tipo de distribución *a priori* sigue el *número esperado de accidentes* en un conjunto de emplazamientos de la misma categoría, y otra acerca de cuál va a ser la ley de distribución del *número de accidentes registrados* en un emplazamiento. Abbess, Jarrett y Wright (1981) en su conocido artículo fueron los primeros en plantear estas hipótesis con la intención de utilizarlas en el análisis de las contramedidas de accidentes ejecutadas en los *puntos negros* de Hertfordshire (Inglaterra). En concreto estos autores plantearon el problema de la siguiente manera:

"...El número esperado medio m , es distinto para cada emplazamiento, y su valor para uno en particular es desconocido; este valor se considera como una variable aleatoria. La distribución *a*

priori de m está descrita por una función de densidad g(m). Es matemáticamente conveniente que esta función de densidad sea del tipo Gamma, con parámetros c y k".

"...En un emplazamiento en particular, en ausencia de cualquier actuación, el registro de accidentes se produce obedeciendo a la ley de distribución de Poisson, con un número esperado de accidentes m, constante. Es decir, si N es el número de accidentes que se registra en un emplazamiento en un año en particular, N tiene una distribución de Poisson f(N \ m), con un número medio de accidentes esperados m".

La distribución *a priori* g(m) representa el *grado de creencia* que tiene el investigador sobre los valores de m antes de que éste disponga de datos de accidentes. Por otra parte, tal y como se dijo con anterioridad, mediante la aplicación del *teorema de Bayes*, se puede utilizar el *número de accidentes registrados* en un emplazamiento para transformar la función *a priori* en una *a posteriori*. En este caso, asumiendo que el *número esperado de accidentes* permanece constante, se puede hacer una estimación puntual del mismo mediante la media de la distribución *a posteriori*, lo cual se puede expresar de la manera siguiente (Abbess, Jarrett y Wright, 1981 y 1983; Abbess, 1984; Hauer, Jerry y Lovell, 1988):

$$\hat{m} = \frac{k''}{c''} = \frac{k + N}{c + 1} \quad (14)$$

donde:

c'', k''	Parámetros de la distribución Gamma a posteriori
c, k	Parámetros de la distribución Gamma a priori
N	Número de accidentes registrados en el período anterior

Por otra lado, cuando se requiera estimar el *número total de accidentes esperados* para un grupo de emplazamientos pertenecientes a una misma categoría éste será igual a:

$$m_T = \frac{\sum_{i=1}^n k''_i}{c''} = \frac{n \cdot k + \sum_{i=1}^n N_i}{c + 1} \quad (15)$$

Tal y como se había visto con anterioridad, en el método *bayesiano* exige asumir un determinado tipo de distribución *a priori* del *número esperado de accidentes*. Por otra parte, también se dijo que resultaba matemáticamente conveniente describir dicha distribución *a priori* en términos de una función de densidad *Gamma* g(m). Sin embargo, no basta con asumir un determinado tipo de distribución que se adapte al *número esperado de accidentes*, sino que también hay que elegir de alguna manera los parámetros más adecuados de esta

distribución *a priori*. La elección de los parámetros se puede llevar a cabo de una forma totalmente *subjetiva*, pero también puede basarse en los datos de los accidentes registrados con anterioridad. Cuando esta elección se realiza de forma *subjetiva*, el ingeniero de tráfico tratará de reflejar en ellos toda su experiencia anterior. Este conocimiento profesional le permitiría seleccionar, entre los muchos posibles, aquéllos parámetros *c* y *k* de la distribución *a priori* que él considera más adecuados (Berger, 1985). Para minimizar los sesgos de una decisión personal, cabe recurrir a otra forma también *subjetiva* de elección de los parámetros de la distribución *a priori* que podría estar basada en la consulta a un grupo de expertos en el campo de la seguridad vial (Hauer, 1983a).

En los siguientes apartados se van a estudiar diferentes procedimientos en los que los parámetros de la distribución *a priori* son estimados a partir de los datos de accidentes registrados. Así como, distintos métodos en los que no es necesario estimar el valor de dichos parámetros.

3.1.- Método empírico bayesiano.

El ingeniero de tráfico que decide hacer la elección de los parámetros *c* y *k* basándose en los datos de accidentes puede tener en cuenta que si, en un determinado emplazamiento, el número de accidentes registrados (*N*) sigue una distribución de *Poisson* en torno a *m*, en el conjunto de todos los emplazamientos similares, el número de accidentes registrados seguirá una *distribución predictiva* del tipo siguiente (Abbes et al, 1981; Raiffa y Schlaifer, 1961; Morris, 1983). Es decir, la probabilidad de que un emplazamiento seleccionado al azar tenga *N* accidentes está dada por una *distribución binomial negativa*. Por lo tanto, a partir de la estimación de los parámetros de la *distribución binomial negativa*, al ajustar el número accidentes registrados en el conjunto de los emplazamientos de características similares, se pueden obtener los parámetros de la distribución *a priori*.

Abbes et al (1981) examinaron las distribución del *número de accidentes registrados* en los *puntos negros* de Hertfordshire (Inglaterra) y concluyeron que la *distribución binomial negativa* daba un ajuste razonable. Ellos también constataron que hay una tendencia hacia la existencia de un gran número de emplazamientos donde no se producían accidentes, lo cual los llevó a ajustar una *distribución binomial negativa truncada*, es decir, una distribución donde quedaban excluidos este tipo de emplazamientos. Sin embargo, Andreassen y Hoque (1986) afirmaron que una gran proporción de las intersecciones en Melbourne (Australia) no tenían accidentes durante el período de un año, y por lo tanto concluyeron que la *distribución binomial negativa truncada* no era la adecuada, ya que el procedimiento de estimación de los parámetros daba como resultado que uno de ellos era negativo.

Por otra parte, la forma más sencilla de estimar los parámetros de la distribución *a priori* es utilizando el *método de los momentos*. En éste, se toma como *estimador* de la varianza de la población, la varianza de la muestra y, como *estimador* de la media de la población, la media muestral. Mediante el mismo se obtienen las siguientes estimaciones de los parámetros (Hauer, 1980a):

$$\begin{aligned}\hat{k} &= \frac{N^2}{S^2 - N} \\ \hat{c} &= \frac{N}{S^2 - N}\end{aligned}\tag{16}$$

donde:

\bar{N} = Número medio de accidentes registrados en la muestra de emplazamientos de la misma categoría.

S^2 = Varianza de los accidentes registrados en la muestra de emplazamientos de la misma categoría.

Sustituyendo en la ecuación 14 las estimaciones de k y c obtenidas mediante las expresiones 16, se estima el *número esperado de accidentes* en un emplazamiento a partir de los accidentes registrados en el mismo y de la muestra de los accidentes registrados en los emplazamientos similares al que es objeto de estudio (Hauer, 1986; Hauer y Lovell, 1986; Hauer, Lovell y Persaud, 1986; Persaud, 1986b y 1988):

$$\hat{m} = N + \left[\frac{N}{S^2} \right] (N - N)\tag{17}$$

donde N es el *número de accidentes registrados* en el emplazamiento en el período anterior a la ejecución de la actuación. La ecuación anterior indica que el *número esperado de accidentes* en un emplazamiento es una función del registro de accidentes en el mismo y de los accidentes registrados en los emplazamientos de la mismas características (Hauer, 1986).

Una vez que se ha estimado el *número esperado de accidentes* en un emplazamiento donde se haya llevado a cabo una actuación de mejora de la seguridad en la circulación, se puede evaluar la efectividad de dicha actuación empleando la ecuación 12 vista con anterioridad.

Por otra parte, ya que N es el valor registrado de una distribución de *Poisson* de media igual a m , Hauer y Persaud (1987) generaron grupos de emplazamientos de características similares y sustituyeron, en la ecuación anterior, las expresiones siguientes basadas en Robbins (1980):

$$\begin{aligned} E\{m\} &= N \\ \text{Var}\{m\} &= S^2 - N \end{aligned} \quad (18)$$

Y obtuvieron la ecuación siguiente:

$$\hat{m} = N + \left[\frac{E\{m\}}{\text{Var}\{m\} + E\{m\}} \right] [E\{m\} - N] \quad (19)$$

Esta ecuación también fue expresada por Hauer (1986) de la siguiente manera:

$$\hat{m} = \alpha \cdot E\{m\} + (1 - \alpha) N \quad (20)$$

para $0 \leq \alpha \leq 1$, donde:

$$\alpha = \left[1 + \frac{\text{Var}\{m\}}{E\{m\}} \right]^{-1} \quad (21)$$

Como puede observarse en la ecuación precedente, cuando en la población de emplazamientos con las mismas características los diferentes valores de m son iguales, se cumple que $\text{Var}\{m\} = 0$, y por consiguiente $\alpha = 1$; esto significa que el *número de accidentes registrados* en el período anterior a la actuación no influiría en la estimación. Sin embargo, si los valores de m son muy diferentes de tal forma que $\text{Var}\{m\} \gg E\{m\}$, entonces α será muy pequeño; es decir, el conocimiento de la población de referencia ejercería muy poca influencia sobre la estimación del *número esperado de accidentes* en un emplazamiento (Hauer, 1992). En conclusión, la fiabilidad de la estimación del *número esperado de accidentes* en un emplazamiento depende de la variabilidad de la población de referencia.

Cuando la duración del período de tiempo durante el cual el número de accidentes N ha sido registrado no sea de la misma duración que el utilizado para estimar $E\{m\}$ y $Var\{m\}$, se tiene que (Hauer y Persaud, 1987):

$$\hat{m}_j = \alpha_j \left(\frac{j}{i} \right) E\{m_i\} + (1 - \alpha_j) N_j \quad (22)$$

donde:

- i = Período de años utilizados para estimar $E\{m_i\}$ a partir de los datos de accidentes de los emplazamientos pertenecientes a la misma población.
- j = Período de años en el cual se obtuvo el registro de los accidentes N , en el emplazamiento bajo estudio.

Al sustituir $E\{m_i\}$ por \bar{N}_i y $Var\{m_i\}$ por $S_i^2 - \bar{N}_i$, la ecuación anterior se convierte en la siguiente (Hauer y Persaud, 1987):

$$\hat{m}_j = \hat{\alpha}_j \left(\frac{j}{i} \right) \bar{N}_i + (1 - \hat{\alpha}_j) N_j \quad (23)$$

donde (Hauer y Persaud, 1987):

$$\hat{\alpha}_j = \left[1 + \frac{\left(\frac{j}{i} \right) (S_i^2 - \bar{N}_i)}{\bar{N}_i} \right]^{-1} \quad (24)$$

En la práctica resulta bastante difícil definir una población de emplazamientos cuyas características permitan la utilización de estos procedimientos de una forma conveniente. La población ideal de emplazamientos debería estar formada solamente por aquéllos que son exactamente del mismo tipo que el emplazamiento en el cual se quiere estimar el *número esperado de accidentes*. Además, como puede suponerse, resulta difícil encontrar poblaciones de referencia adecuadas cuando los emplazamientos se describen mediante características físicas diferentes. Cuando la población de emplazamientos es pequeña, \bar{N}_i y S_i^2 darán estimaciones sesgadas que condicionan el uso de este procedimiento (Brüde y Larsson, 1988; Hauer, 1992; Mountain y Fawaz, 1991).

3.2- Método de la regresión multivariante.

Se basa en las hipótesis expresadas con anterioridad; es decir, cuando no se produce una actuación, la ocurrencia de accidentes (N) en un emplazamiento durante un cierto período de

tiempo, obedece la ley de probabilidad de *Poisson*. Al mismo tiempo, se cumple también que la distribución de los m - *número esperado de accidentes a largo plazo* en la población con las mismas características - puede ser descrita en términos de una función de densidad *Gamma*.

En el apartado anterior se utilizaba \bar{N} como un estimador de $E\{m\}$ y la diferencia $(S^2 - \bar{N})$ como un estimador de $\text{Var}\{m\}$. Una alternativa a este planteamiento del *método empírico bayesiano* consiste en la utilización de *modelos multivariantes*, mediante los cuales se puede estimar $E\{m\}$ en los diferentes tipos de emplazamientos de características similares pertenecientes a una determinada red de carreteras. Al utilizar estos modelos la ecuación 20 se transformaría entonces en la siguiente:

$$\hat{m} = \alpha \cdot Y + (1 - \alpha) N \quad (25)$$

donde:

$$\alpha = \left[1 + \frac{Y}{k} \right]^{-1}$$

Y = Número de accidentes predichos por el modelo multivariante.

k = Parámetro de la distribución binomial negativa.

Si se ajusta un *modelo multivariante* a los registros de accidentes, se puede estimar Y como una función de diversas variables independientes o, lo que es lo mismo, el valor de Y dependerá de estas variables a través de una relación que se puede expresar mediante una ecuación. Esta ecuación es un modelo en el que las variables independientes son las características físicas o geométricas de los emplazamientos (Hauer, 1992). Por consiguiente, para la población de referencia al que pertenece el emplazamiento cuyo registro de accidentes se utiliza como dato, el valor de Y se puede predecir utilizando el *modelo multivariante*.

Por lo tanto, si la estimación del *número esperado de accidentes* en un emplazamiento viene dada por la ecuación 25, se debe estimar, en primer lugar, el valor de Y a través del modelo multivariante (siempre que se disponga de éste o, en su caso, ajustarlo directamente a partir de los datos disponibles) y, en segundo lugar, estimar α .

Para estimar α , además de Y, es necesario conocer también el valor de k . Cuando se disponga de un gran número de emplazamientos con las mismas características, k se puede estimar

sabiendo que la varianza del *número de accidentes registrados* en un conjunto de emplazamientos se obtiene a través de los *residuos* del *modelo multivariante* mediante la ecuación siguiente (Mountain y Fawaz, 1991; Mountain, Fawaz y Sineng, 1991 y 1992; Brüde y Larsson, 1988; Hauer y Persaud, 1987; Hauer, Jerry y Lovell, 1988; Hauer, 1992):

$$\text{Var}\{N\} = \frac{Y^2}{k} + Y \quad (26)$$

Donde cada *residuo* al cuadrado se puede considerar como una estimación de $\text{Var}\{N\}$, siendo cada uno de ellos igual a la diferencia entre el valor registrado (N) que se utiliza para ajustar el modelo y el valor (Y) predicho por el modelo.

Según Hauer (1992) k es una función de las *variables independientes* que se utilizan en los *modelos multivariantes* y de la exactitud con que se conocen las mismas. Por lo tanto, aquellas poblaciones de referencia que difieran notablemente en las características físicas que se utilizan como variables independientes de los *modelos multivariantes*, tendrán diferentes valores de k .

Después de haber realizado la estimación del *número esperado de accidentes* en un emplazamiento a través del *método de la regresión multivariante*, para evaluar la efectividad de la actuación, hay que obtener todavía el *número de accidentes registrados* en el período posterior a la actuación y utilizar, a continuación, la fórmula 12.

3.3.- Método de la función de regresión.

Tal y como se ha visto al inicio de este apartado, el *número esperado de accidentes* en un emplazamiento (\hat{m}) se puede estimar calculando la media de la distribución *Gamma a posteriori* a través de la ecuación 14. Por consiguiente, dicha ecuación puede considerarse como una *función de regresión*, en la cual el valor estimado del *número esperado de accidentes* (\hat{m}) depende de N. Esta función predice el número de accidentes que ocurrirán en un emplazamiento, en un período futuro de tiempo, asumiendo que el valor \hat{m} permanece invariable. En este sentido, al ser ésta una función lineal, el *número esperado de accidentes* se puede estimar utilizando un modelo de la forma siguiente (Jarrett, Abbess y Wright, 1982 y 1988; Abbess, Jarrett y Wright, 1983):

$$\hat{m} = \frac{k}{c+1} + \frac{1}{c+1} \cdot N = A + B \cdot N \quad (27)$$

Jarrett et al (1982) dicen que en la práctica los valores de los *coeficientes* A y B se pueden estimar ajustando una ecuación de regresión al *número de accidentes registrados* en los emplazamientos donde no se han producido actuaciones en dos períodos de tiempo consecutivos. Por consiguiente, los coeficientes se pueden estimar a partir del siguiente modelo (Jarrett, Abbess y Wright, 1988):

$$\begin{aligned} E\{N_D \setminus N_A\} &= A + B \cdot N_A \\ \text{Var}\{N_D \setminus N_A\} &= C \cdot E\{N_D \setminus N_A\} \end{aligned} \quad (28)$$

donde:

- N_D = Número de accidentes registrados en el segundo período de tiempo.
- N_A = Número de accidentes registrados en el primer período de tiempo.
- C = Constante conocida como factor de escala.

Los valores de **A** y **B** obtenidos de esta forma pueden ser sustituidos en la ecuación 27 para estimar el *número esperado de accidentes* (\hat{m}) en un emplazamiento donde se haya producido una actuación y en el que se hayan registrado *N* accidentes en el período de tiempo anterior a la ejecución de la misma (Mountain y Fawaz, 1991 y 1992; Mountain, Fawaz y Sineng, 1991 y 1992; Jarrett et al, 1988).

TÉCNICA DE LOS CONFLICTOS DE TRÁFICO

Este procedimiento de estimación se basa en la hipótesis de que el *número esperado de accidentes* en un emplazamiento es *proporcional* al *número de conflictos de tráfico* observados en el mismo. Por lo tanto, aquellos emplazamientos con una menor seguridad en la circulación, producirán un gran *número de conflictos de tráfico* durante un período de tiempo determinado, mientras que la ocurrencia de *conflictos de tráfico* será mucho menor en aquéllos que son más seguros (Hauer y Garder, 1986).

El acaecimiento de accidentes en un emplazamiento se produce de forma rara y aleatoria, de tal manera que para estimar el *número esperado de accidentes* se necesita registrar los accidentes durante un período de tiempo considerable; en contraposición, los *conflictos de*

tráfico que se originan en un emplazamiento, además de ser observables, se producen con una frecuencia muy superior a la de los accidentes de tráfico.

Por lo tanto, ya que el *número esperado de accidentes* y el *número de conflictos de tráfico* durante un mismo período de tiempo son proporcionales, se puede intentar estimar el primero en función del *número de conflictos de tráfico* observados en el emplazamiento.

El *conflicto de tráfico* fue definido en una investigación realizada por Glauz et al (1985) de la siguiente manera:

"... un suceso de tráfico involucrando dos o más usuarios de la carretera, en el cual uno de los usuarios realiza alguna acción inusual o atípica, tal como un cambio en la dirección o velocidad, que sitúa al otro usuario en riesgo de una colisión al menos que realice una maniobra evasiva"

Aunque esta definición podría considerarse como restrictiva al no contemplar aquellas situaciones en las que se ve implicado un sólo vehículo nada impide que se pueda tomar como referencia de base para el análisis que sigue a continuación.

Según Hauer y Garder (1986) y Glauz et al (1985) el *número de conflictos de tráfico* y el *número esperado de accidentes* en un emplazamiento se deben relacionar mediante la siguiente expresión:

$$m = t \cdot r \quad (29)$$

donde:

- m = Número esperado de accidentes en un emplazamiento durante cierto período de tiempo.
- t = Número de conflictos ocurriendo en un emplazamiento en ese mismo período.
- r = Ratio entre los accidentes y conflictos observados en el emplazamiento.

La estimación del *número de conflictos* (*t*) que se producen en un emplazamiento durante el período de tiempo requerido para estimar el *número esperado de accidentes*, se obtiene en función del *número de conflictos de tráfico observados en el campo* (N_c) durante un período de tiempo que habitualmente suele ser mucho menor. En un período de un año, dicha estimación es igual a:

$$\hat{t} = \frac{365}{d} \cdot N_c \quad (30)$$

donde:

- d = Número de días en que se registran los conflictos de tráfico.
- N_c = Número de conflictos de tráfico registrados.

Para estimar el *ratio* (r) entre los accidentes y los conflictos de tráfico se debe investigar la relación entre el *número de accidentes registrados* y el *número de conflictos* en una gran cantidad de emplazamientos similares al que sea objeto de estudio. Una vez que se haya realizado dicha investigación se debe tomar como *ratio* para el emplazamiento en cuestión el promedio de los *ratios* obtenidos en los emplazamientos similares. Es decir, se debe cumplir la igualdad siguiente:

$$\hat{r} = \bar{r} \quad (31)$$

donde:

\bar{r} = Promedio de las relaciones entre el número de accidentes registrados y el número de conflictos en un grupo de emplazamientos similares al que es objeto de estudio.

Para Glauz et al (1985) la exactitud de la *técnica de los conflictos de tráfico* depende de la varianza del *número esperado de accidentes*. Este último autor comprobó que la varianza del *número esperado de accidentes* dependía principalmente de $\text{Var}\{r\}$, es decir de la varianza del *ratio* entre el número de accidentes y los conflictos de tráfico. Por lo tanto, cuando todos los emplazamientos similares al que es objeto de estudio tengan un *ratio* muy parecido, la exactitud de la estimación del *número esperado de accidentes* se puede considerar buena.

Una vez estimados los valores de r y t , éstos deben ser sustituidos en la fórmula 29 para estimar el valor del *número esperado de accidentes* en el emplazamiento. A diferencia de otros procedimientos, para evaluar la efectividad a través de este método hay que estimar el *número esperado de accidentes* en los períodos anterior y posterior a la ejecución de la actuación y establecer luego la comparación.

CONCLUSIONES

- En este artículo se ha pretendido hacer una revisión de los diferentes métodos disponibles para evaluar la efectividad de las actuaciones de seguridad vial. Estos métodos están basados, por un lado, en el análisis estadístico clásico y, por otro, en el análisis estadístico bayesiano. También, se ha realizado una breve explicación de la Técnica de los conflictos de tráfico.

- La utilización de dichos métodos permite evaluar la efectividad de las actuaciones de seguridad vial ejecutadas hasta el momento. A partir de los valores estimados de dichas efectividades se pueden realizar análisis para estimar la rentabilidad económica de las actuaciones y poder dar prioridad a aquéllas que resulten más convenientes.
- Para evaluar la efectividad de las actuaciones se aconseja la utilización del método bayesiano ya que, como se ha visto en este artículo, éste elimina los efectos negativos inherentes al fenómeno de regresión a la media.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ABBESS, C. (1984). *Assessment of remedial treatment*. Proceedings of the Seminar on Traffic Operation and Management, PTRC Summer Annual Meeting, University of Sussex, Brighton.
- ABBESS, C., JARRETT, D., y WRIGHT, C. C. (1981). *Accidents at blackspots: estimating the effectiveness of remedial treatment, with special reference to the 'regression-to-mean' effect*. Traffic Engineering and Control, Vol. 22, nº 10.
- ABBESS, C., JARRETT, D., y WRIGHT, C. C. (1983). *Bayesian Methods Applied to Road Accident Blackspot Studies*. The Statistician, Vol. 32, nº 1-2.
- ANDREASSEN, D. C., y HOQUE, M. M. (1986). *Intersection accident frequencies*. Traffic Engineering and Control, Vol. 27, nº 10.
- BERGER, J. O. (1985). *Statistical Decision Theory and Bayesian Analysis*. 2ª edición, Springer-Verlag, New York.
- BOYLE, A. J., y WRIGHT, C. C. (1984). *Accident migration after remedial treatment at accidents blackspots*. Traffic Engineering and Control, Vol. 25, nº 5.
- BRÜDE, U., y LARSSON, J. (1988). *The Use of Prediction Models for Eliminating Effects Due to Regression-to-the-Mean in Road Accident Data*. Accident Analysis and Prevention, Vol. 20, nº 4.
- COUNCIL, F. M., et al. (1980). *Accident Research Manual*. Federal Highway Administration, Report nº FHWA/RD-80/016.
- DANIELSSON, S. (1986). *A Comparison of Two Methods for Estimating the Effect of a Countermeasure in the Presence of Regression Effects*. Accident Analysis and Prevention, Vol. 18.
- DATTA, T. K., BOWMAN, B. L., y OPIELA, K. S. (1978). *Evaluation of Highway Safety Projects Using Quality-Control Technique*. Transportation Research Record, nº 672.

- GLAUZ, W. D., BAUER, K. M., y MIGLETZ, D. J. (1985). *Expected Traffic Conflict Rates and Their Use in Predicting Accidents*. Transportation Research Record n° 1026.
- HAUER, E. (1980a). *Selection for Treatment as a Source of Bias in Before-and After Studies*. Traffic Engineering and Control, Vol. 21, n° 8/9.
- HAUER, E. (1980b). *Bias-By Selection: Overestimation of the Effectiveness of Safety Countermeasures Caused By the Process of Selection for Treatment*. Accident Analysis and Prevention, Vol. 12, n° 2.
- HAUER, E. (1983a). *An Application of the Likelihood/Bayes Approach to the Estimation of Safety Countermeasure Effectiveness*. Accident Analysis and Prevention, Vol. 15, n° 4.
- HAUER, E. (1983b). *Reflections on Methods of Statistical Inference in Research on the Effect of Safety Countermeasures*. Accident Analysis and Prevention, Vol. 15, n° 4.
- HAUER, E. (1986). *On the Estimation of the Expected Number of Accidents*. Accident Analysis and Prevention, Vol. 18, n° 1.
- HAUER, E. (1992). *Empirical Bayes Approach to the Estimation of 'Unsafty': The Multivariate Regression Method*. Accident Analysis and Prevention, Vol. 24, n° 5.
- HAUER, E., y GARDER, P. (1986). *Research into the Validity of the Traffic Conflicts Technique*. Accident Analysis and Prevention, Vol. 18, n° 6.
- HAUER, E., JERRY, C. N., y LOVELL, J. (1988). *Estimation of Safety at Sinalized Intersections*. Transportation Research Record, n° 1185.
- HAUER, E., y LOVELL, J. (1986). *New Directions for Learning About the Safety Effect Measures*. Transportation Research Record, n° 1068.
- HAUER, E., LOVELL, J., y PERSAUD, B. N. (1986). *New Directions for Learning About Effectiveness*. Reporte n° FHWA/RD/-86-015, Federal Highway Administration.
- HAUER, E., y PERSAUD, B. (1982). *Common Bias in Before-and-After Accident Comparisons and Its Elimination*. Transportation Research Record, n° 905.
- HAUER, E., y PERSAUD, B. (1987). *How to Estimate the Safety of Rail-Highway Grade Crossings and the Safety Effects of Warning Devices*. Transportation Research Record, n° 1114.
- IZQUIERDO, R. (1994). *Transportes un enfoque integral*. Servicio de Publicaciones del Colegio de Ingenieros de Caminos, Canales y Puertos.
- JARRET, D. F., ABBESS C., y WRIGHT, C. C. (1982). *Bayesian Methods Applied to Road accident Blackspot Studies: Some Recent Progress*. Seminar on Short-term and Area-wide Evaluation of Safety Measures, Institute for Road Safety Research, SWOV, Amsterdam.

- JARRET, D. F., ABBESS C., y WRIGHT, C. C. (1988). *Empirical Estimation of the Regression-to-mean Effect Associated with Road Accident Remedial Treatment*. Traffic Safety Theory & Research Methods, Session 2: Models for Evaluation, Institute for Road Safety Research, SWOV, Amsterdam.
- LYLES, R. W., LIGHTHIZER, D. R., DRAKOPOULOS, A., y WOODS, S. (1986). *Efficacy of Jurisdiction-Wide Traffic Control Device Upgradings*. Transportation Research Record, nº 1068.
- MAHER, M. J. (1987). *Accident migration-a statistical explanation?*. Traffic Engineering and Control, Vol. 28, nº 9.
- MAHER, M. J. (1987). *Fitting Probability Distributions to accident Frequency Datta*. Traffic Engineering and Control, Vol. 28, nº 6.
- MAHER, M. J. (1991). *A New Bivariate Negative Binomial Model for Accident Frequencies*. Traffic Engineering and Control, Vol. 32, nº 9.
- MARITZ, J. S., y LWIN, T. (1989). *Empirical Bayes Methods*. Segunda Edición, Chapman y Hall.
- McGUIGAN, R. D. (1985). *Accident "migration"- or a flight of fancy?*. Traffic Engineering and Control, Vol.26, nº 4.
- MORRIS, C. N. (1988). *Discusión del artículo "Bayesian Identification of Hazardous Locations" de Higle y Witkoswski*. Transportation Research Record, nº 1185.
- MOUNTAIN, L., y FAWAZ, B. (1989). *The Area-Wide Effects of Engineering Measures on Road Accident Ocurrence*. Traffic Engineering and Control, Vol. 30, nº 7/8.
- MOUNTAIN, L., y FAWAZ, B. (1991). *The Accuracy of Estimates of Expected Accident Frequencies Obtained Using an Empirical Bayes Approach*. Traffic Engineering and Control, Vol. 32, nº 5.
- MOUNTAIN, L., y FAWAZ, B. (1992). *The effects of Engineering Measures on Safety at Adjacents Sites*. Traffic Engineering and Control, Vol. 32, nº 5.
- MOUNTAIN, L., FAWAZ, B., y SINENG, L. (1991). *The Assesment of Changes in Accident Frequencies on Link Segments: A Comparison of Four Methods*. Traffic Engineering and Control, Vol. 32, nº 5.
- MOUNTAIN, L., FAWAZ, B., y SINENG, L. (1992). *The Assessment of Changes in Accident Frequencies at Treated Intersections: A Comparison of Four Methods*. Traffic Engineering and Control, Vol. 32, nº 2.
- MOUNTAIN, L., JARRETT, D. y FAWAZ, B.. (1995). *The safety effects of highway engineering schemes*. Proceedings of the Institution of the Civil Engineers, Transport, Vol. 111, Issue 4.

- NICHOLSON, A. J. (1987). *The Estimation of Accident Rates and Countermeasure Effectiveness*. Traffic Engineering and Control, Vol. 28, nº 10.
- NICHOLSON, A. J. (1988). *Accident Count Analysis: The Classical and Alternative Approaches*. Traffic Safety Theory & Research Methods, Session 2: Models for Evaluation, Institute for Road Safety Research, SWOV, Amsterdam.
- NICHOLSON, A. J. (1989). *Accident Clustering: Some Simple Measures*. Traffic Engineering and Control, Vol. 30, nº 5.
- NICHOLSON, A. J. (1990). *Measures of Accident Clustering*. Transportation and Traffic Theory, Proceedings of the Eleventh International Symposium on Transportation and Traffic Theory, held July 18-20, Yokohama, Japan.
- PARDILLO MAYORA, J. M. (1995a). *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, Universidad Politécnica de Madrid, E.T.S. de Ingenieros de Caminos, Canales y Puertos.
- PARDILLO MAYORA, J. M. (1995b). *Experiencia internacional en planificación de actuaciones de seguridad vial*. Carreteras, 4ª época, nº 80, Noviembre-Diciembre, Revista Técnica de la Asociación Española de la Carretera.
- PEÑA SÁNCHEZ DE RIVERA, D. (1992a). *Estadística. Modelos y métodos. 1. Fundamentos*. 5ª Edición, Alianza Editorial, S. A. Madrid.
- PEÑA SÁNCHEZ DE RIVERA, D. (1992b). *Estadística. Modelos y métodos. 2. Modelos lineales y series temporales*. 5ª Edición, Alianza Editorial, S. A. Madrid.
- PÉREZ PÉREZ, Ignacio (1996). *Evaluación de la efectividad de las actuaciones en carreteras sobre la accidentalidad. Aplicación al caso de la Comunidad de Madrid*. Tesis Doctoral, Universidad Politécnica de Madrid, E.T.E. de Ingenieros de Caminos, Canales y Puertos.
- PERSAUD, B. (1986a). *Safety Migration, the Influence of Traffic Volumes, and Other Issues in Evaluating Safety Effectiveness - Some Findings on Conversion of Intersections to Multiway Stop Control*. Transportation Research Record, nº 1068.
- PERSAUD, B. (1986b). *Relating the Effect of Safety Measures to Expected Number of Accidents*. Accident Analysis and Prevention, Vol. 18, nº 1.
- PERSAUD, B. (1988). *Do Traffic Signals Affect Safety? Some Methodological Issues*. Transportation Research Record, nº 1185.
- PERSAUD, B. N., y HAUER, E. (1984). *Comparison of Two Methods for Debiasing Before-and-After Accident Studies*. Transportation Research Record, nº 975.

- RAIFFA, H., y SCHLAIFER, R. (1961). *Applied Statistical Decision Theory*. Division of Research, Graduate School of Business Administration, Harvard University, Boston.
- ROBBINS, H. (1956). *An Empirical Bayes Approach to Statistics*. Proceedings Third Berkley Symposium on Math, Statistics and Probability, 131, University of California Press.
- ROBBINS, H. (1980). *An Empirical estimation problem*. Proceedings of the National Academy of Science.
- ROBERTSON, H. D., y OPIELA, K. S. (1985). *Feasibility of Determining the Incremental Effectiveness of Accident Countermeasures*. Reporte n° FHWA-RD-85/043. Federal Highway Administration.
- SERRANO RODRIGUEZ, A. (1978). *Análisis y Evaluación de las Desventajas Sociales de los Accidentes en Carretera*. Tesis Doctoral, Universidad Politécnica de Madrid, E. T. S. de Ingenieros de Caminos, Canales y Puertos, Madrid.
- SNEDECOR, G. W., y COCHRAN, W. G. (1989). *Statistical Methods*. 8ª Edición, Iowa State University Press/Ames.
- TANNER, J. C. (1958). *A Problem in the Combination of Accident Frequencies*. Biometrika, Vol. 45.
- WEED, R. M. (1986). *Revised Decision Criteria For Before-and After Analyses*. Transportation Research Record, n° 1068.
- WRIGHT, C. C. y BOYLE, A. J. (1987). *Road accident causation and engineering treatment: a review of some current issues*. Traffic Engineering and Control, Vol. 28, n° 9.
- WRIGHT, C. C., ABBESS. C. R., y JARRET, D. T. (1987). *Estimating the Regression-to-Mean Effect Associated With Road Accident Black Spot Treatment: Towards a More Realistic Approach*. Accident Analysis and Prevention, Vol. 20, n° 3.
- ZEGER, C. V., HUMMER, J., REINFURT, D., HERF, L., y HUNTER, W. (1987). *Safety Effects of Cross-section Design for Two-Lane Roads. Volume I. Final Report*. Federal Highway Administration, Report n° FHWA-RD-87/008.