FOTORRADARES Y SEGURIDAD VIAL: UN ANALISIS EMPIRICO BAYESIANO

Luis Ignacio Rizzi
Departamento de Ingeniería de Transporte
Pontificia Universidad Católica de Chile
Casilla 306, Cod. 105, Santiago 22, Chile
Tel: 686 4819, Fax: 553 0281
e-mail: lir@ing.puc.cl

RESUMEN

Durante los años 1997-200, se implementó el uso de fotorradares como medida de prevención de accidentes viales en distintas comunas de Chile. En la comuna de Santiago Centro se instalaron fotorradares fijos en cinco esquinas de alto flujo vehicular y en otras siete comunas del país (Pitrufquén, Puerto Varas, Villarrica, Las Cabras, Coltauco, Calera de Tango y Pirque) se utilizaron fotorradares móviles. En este documento se describe el análisis de la efectividad de esta medida utilizando un modelo de análisis empírico bayesiano. Dado que el análisis empírico bayesiano es novedoso en el ámbito de la seguridad vial en Chile, este método es explicado con cierto detalle y se comentan algunas de sus potencialidades.

Se concluye que la puesta en operación de los fotorradares tuvo un efecto medianamente positivo sobre la disminución del número de accidentes viales. Debido a la falta de un grupo de control como de otras variables relevantes, no se puede afirmar que exista causalidad entre el uso del fotorradar y la disminución el número de víctimas fatales y graves, simplemente existe contemporaneidad entre ambos hechos.

1. INTRODUCCION

El control de velocidad mediante el uso de fotorradares suele ser postulado como una medida efectiva de seguridad vial (Hooke *et al*, 1994; Hess y Polak, 2003). En Chile este sistema fue probado por distintas comunas hacia fines de la década del 90. El presente documento hace un análisis estadístico de datos disponibles a fin de establecer la efectividad del fotorradar en el ámbito local. Para ello se utiliza la técnica de análisis empírico bayesiano introducida por Ezra Hauer en los estudios antes-después de seguridad de tráfico en la década de los ochenta. Hauer (1997) provee una excelente descripción de esta técnica, ilustrada con numerosos ejemplos sobre su uso y demuestra su superioridad en relación al análisis tradicional de los estudios antes – después. Según mis conocimientos, la técnica de análisis empírico bayesiano no ha sido aún utilizada en Chile[1] y, por lo tanto, otro objetivo de este documento es motivar su uso. La estructura de este trabajo es la siguiente: en la segunda sección se describe la técnica de análisis empírico bayesiano, en la tercera sección se analiza la efectividad de los fotorradares como medida de seguridad vial en Chile y en la cuarta sección se hacen los comentarios finales.

2. ANALISIS EMPIRICO BAYESIANO EN SEGURIDAD VIAL

En esta sección, se describe un método de análisis de medidas de seguridad vial basado en un paradigma bayesiano. En primer lugar, se explican los accidentes como un proceso de poisson. A partir de éste, se genera un modelo empírico bayesiano. Este modelo permite, entre otras cosas, considerar la posibilidad de que la varianza del número de accidentes crezca a una tasa mayor que su valor esperado.

2.1 Los Accidentes Viales como un Proceso de Poisson

Un proceso de conteo arroja el número de eventos ocurridos en un intervalo de tiempo, siendo este número un entero no negativo. Supongamos que el proceso de conteo de accidentes presenta las siguientes características:

- la cantidad de accidentes observados en un intervalo de tiempo no depende de intervalos anteriores de tiempo (propiedad de *incrementos independientes*);
- la cantidad de accidentes observados en un intervalo de tiempo depende sólo del largo del intervalo (propiedad de *incrementos estacionarios*);
- Si el intervalo de tiempo se tiende a cero lo más probable es que no haya ningún accidente o que haya sólo un accidente (propiedad de *orden*);
- Las dos anteriores propiedades implican que la cantidad de accidentes dividida por el largo del intervalo tiende a un valor positivo estable (parámetro λ), que representa la tasa de ocurrencia de accidentes por unidad de tiempo.

[1] El informe CITRA (1996), que puede considerarse como un documento oficial sobre evaluación económica de medidas de seguridad vial, contiene una sección llamada "Metodología para evaluación de contramedidas de seguridad vial". Si bien aquí se proponen algunos ajustes metodológicos para considerar el efecto de regresión a la media o el efecto de migración de accidentes, no se describe ni se menciona la metodología de análisis empírico bayesiano.

Este tipo de proceso de conteo recibe el nombre de proceso de poisson[2]: la probabilidad de que ocurran x accidentes por unidad de tiempo (x = 0, 1, 2, ..., n, ...) está dada por la siguiente ecuación:

$$prob(acc = x) = Pn\left(x \middle| \lambda\right) = \frac{(\lambda)^x e^{-\lambda}}{x!} \tag{1}$$

Dado que los procesos de conteo de accidentes de tránsito cumplen de manera aproximada las tres propiedades descritas, se encuentran en la literatura aplicaciones frecuentes del modelo de poisson para modelar la ocurrencia de accidentes de tránsito. Sin embargo, estas aplicaciones suelen considerar versiones más sofisticadas del modelo de poisson que se detallan en la próxima subsección.

2.2 Análisis Bayesiano de Accidentes de Tránsito

Suponga que se analizan datos de accidentes con victimas graves o fatales para un conjunto de n unidades de características similares (por ej. intersecciones de determinado tipo), a través de un modelo de poisson, cuyo parámetro es $\lambda = e^c$. Se plantea un modelo de efectos aleatorios que permite personalizar el valor de λ por unidad de observación: se supone la siguiente ecuación $\lambda = exp(c+\mu)$, donde $\kappa = e^{\mu}$ distribuye $Ga_a(\kappa \mid \alpha,\alpha)$ (el subíndice *a* implica *a priori*). Así, la probabilidad de contar x accidentes esta dada por una función de distribución binomial negativa:

$$pr\left(acc = x \middle| \alpha\right) = \int_0^\infty Pn\left(x \middle| \mathrm{e}^c \kappa\right) Ga_a\left(\kappa \middle| \alpha, \alpha\right) d\lambda = \frac{\Gamma(x+\alpha)}{\Gamma(\alpha)\Gamma(x+1)} \frac{\alpha^\alpha \left[\mathrm{e}^c\right]^x}{\left(\mathrm{e}^c+\alpha\right)^{x+\alpha}} \tag{2}$$

cuya media y varianza están dadas por las siguientes ecuaciones: $E(x \mid \alpha) = e^c$ y $V(x \mid \alpha) = e^c (1 + e^c / \alpha)$ y una vez más la media de la distribución *a priori* del parámetro de accidentes es e^c. Aplicando el teorema de Bayes se obtiene la distribución *a posteriori* del parámetro κ para cada unidad de análisis:

$$pr_d\left(\kappa \middle| x, \alpha\right) = \frac{Pn\left(x \middle| \mathrm{e}^c \kappa\right) Ga_a\left(\kappa \middle| \alpha, \alpha\right)}{pr\left(acc = x \middle| \alpha\right)} = Ga_d\left(\kappa \middle| x+\alpha, e^c+\alpha\right). \tag{3}$$

La distribución *a posteriori* (indexada por el subíndice d) del parámetro κ es una distribución gamma de parámetros $x + \alpha$ y $e^c + \alpha$ y el valor esperado y la varianza del número de accidentes a posteriori, $\tilde{x}_n$, en un sitio n serán

$$E\left(\tilde{x}_n \middle| \alpha, x\right) = e^c \frac{x_n + \alpha}{e^c + \alpha} \tag{4}$$

---

[2] Ver Gazmuri (1994, pág 40-44). En rigor, las propiedades mencionadas son condición necesaria y suficiente para que el número de accidentes distribuya poisson. Es decir, si la distribución de probabilidades del número de accidentes de tránsito puede aproximarse por una distribución poisson, entonces se cumplen las propiedades de incrementos independientes, incrementos estacionarios y orden.

$$V\left(\tilde{x}_n \middle| \alpha, x\right) = e^{2c} \frac{x_n + \alpha}{\left(e^c + \alpha\right)^2} \tag{5}$$

Si α tiende a cero, el número esperado de accidentes en un sitio es igual al observado, x_n ; por el contrario, si el valor de α tiende a ∞ (la función binomial negativa colapsa a una poisson), el número esperado de accidentes es igual al promedio poblacional.

Al valor de η (=1/α) se le llama coeficiente de sobredispersión, pues permite que la varianza crezca de manera más que proporcional en relación a la media. Utilizando la media de la función gamma $Ga_d\left(\kappa \middle| x+\alpha, e^c+\alpha\right)$ para cada sitio, se determina el ranking de peligrosidad de los N sitios según el valor esperado medio corregido de los accidentes. Dicho factor de corrección tiene como expresión alternativa la siguiente expresión:

$$E\left(\tilde{x}_n \middle| \alpha, x\right) = we^c + (1-w)x_n, \qquad w = \left(\frac{1}{1 - e^c/\alpha}\right), 0 < w < 1 \tag{6}$$

Las ecuaciones (4) y (6) son idénticas. Esta última permite ver que el número esperado de accidentes resulta ser una combinación convexa del número de accidentes observado en el sitio n y del número esperado de accidentes en sitios de similares características: tal como la tradición bayesiana, se conjuga información general (correspondiente a la población) con información particular (correspondiente a un individuo). Si no hay sobredispersión, la fórmula (6) otorga todo el peso al promedio poblacional; a medida que la sobredispersión se incrementa el valor del sitio toma cada vez más y más importancia.

Si no existe sobredispersión, el modelo subyacente de accidentes es un proceso de poisson de parámetro λ fijo; en otras palabras, la variabilidad observada en el número de accidentes es puramente aleatoria. No tiene ningún sentido intervenir aquellos sitios que registren mayores números de accidentes. Tener un alto número de accidentes se debe a la naturaleza estocástica del fenómeno: muy probablemente en una próxima observación el número de accidentes disminuirá (se regresará hacia la media) como también aumentará (se regresará hacia la media) en un sitio que haya tenido un muy bajo número de accidentes.

Muchos estudios se han realizado bajo el enfoque descrito en esta sección: Hauer (1986), Higle y Witkowski, 1988, Fridstrom *et al*, 1995 y Hauer (1997) por citar algunos. Lamentablemente, por problema de espacio no pueden describirse estos estudios con detalle ni citarse muchos otros ejemplos. Debe decirse también que con el advenimiento de importantes avances en computación estadística (método de muestreo de Gibbs y Método de Metrópolis-Hastings, (Chib y Greenberger, 1995)) hoy día es posible plantear modelos empíricos bayesianos sofisticados que permitan considerar diversas funciones de distribución del parámetro λ que no arrojen una fórmula cerrada para la probabilidad del número de accidentes.

Cálculo del Parámetro α

A continuación se muestra una manera muy sencilla de obtener los parámetros relevantes del problema[3], en particular el valor de α. Repárese en la ecuación (2), su media y su varianza. Obtener el valor de e^c es trivial, basta con computar el valor promedio del número de accidentes observado por sitio; es decir, el valor de $E(x \mid \alpha)$. En relación al valor de α, lo despejamos en la siguiente ecuación $V(x \mid \alpha) = e^c (1 + e^c / \alpha)$, donde $V(x \mid \alpha)$ es la varianza observada en la muestra. Así, $\alpha = E^2(x \mid \alpha) \div [V(x \mid \alpha) - E(x \mid \alpha)]$, siempre y cuando $V(x \mid \alpha) - E(x \mid \alpha) > 0$; en caso contrario se supone que α tiende a infinito, el modelo presenta cero sobredispersión y colapsa a una función poisson de parámetro λ determinístico[4].

Sólo con datos muestrales es posible desarrollar un modelo bayesiano de accidentes. Entre otras aplicaciones, este modelo ayuda a realizar estudios de efectividad de medidas de seguridad de tránsito, corrigiendo de manera implícita el problema de regresión a la media. Aún más este modelo resulta ser robusto auque no sea cierto que el parámetro κ en la ecuación (2) distribuya gamma (Gourieraux et al, 1984).

Algunos Criterios Alternativos para Determinar un Ranking de Peligrosidad

Hasta ahora se propuso como criterio para la determinación de un ranking de peligrosidad de accidentes el valor esperado de la media de la distribución *a posteriori* del número de accidentes. Sin embargo, a los efectos de decidir si un lugar ha de ser intervenido o no se necesita un criterio más específico (Higle y Witkowsky, 1988). Un criterio tradicionalmente utilizado es el siguiente:

> **C.1** Se observa la tasa de accidentes de *N* sitios, obteniéndose su media y su varianza. Si el número de accidentes de un sitio *n* supera el valor de la media más la desviación estándar multiplicado por un parámetro, ω, ($x_n > e^c + \omega\sigma$), entonces el sitio debe ser intervenido.

Este criterio puede no ser apropiado cuando se observa verdadera aleatoriedad en el fenómeno bajo estudio. Tal como se vio en la sección anterior, un criterio se podría basar en la función de distribución *a posteriori*, por ejemplo en el valor medio estimado de esta última:

> **C.2** Se observa la tasa de accidentes de *N* sitios, obteniéndose su media y su varianza. Si la probabilidad *a posteriori* de que el número de accidentes de un sitio *n* supere el

[3] En rigor, el método que proponemos coincide con el estimador máximo-verosímil para el caso en que $\lambda = exp(c+\mu)$, por lo que los valores estimados de e^c y α serán consistentes, distribuirán asintóticamente normal y serán eficientes.

[4] No se considerará la existencia de subdispersión (varianza inferior a la media), fenómeno que puede observarse (ver Tabla 3 en la sección 3.2).

valor de la media[5] es superior a un valor δ, ($Prob\left(\frac{\Gamma(x_n+\alpha)}{\Gamma(\alpha)\Gamma(x_n+1)} \frac{\alpha^{\alpha}\left[e^c\right]^{x_n}}{\left(e^c+\alpha\right)^{x_n+\alpha}} > e^c \right) > \delta$), entonces el sitio debe ser intervenido.

Este segundo criterio es más robusto: entrega la probabilidad de que un sitio sea peligroso de acuerdo a un estándar pre-establecido. Este tipo de estadísticos tiene un sustento teórico superior, puesto que hace uso de toda la información disponible utilizando el paradigma bayesiano, logrando un procesamiento más eficiente de la misma.

Suponga que el valor de α tiende a infinito, tal que el número de accidentes en todos los sitios bajo estudio responda a un modelo de poisson de tasa e^c. Bajo tales condiciones, la expresión anterior será idéntica para todos los sitios por lo que se intervienen todos o ningún sitio y se evita el problema de la regresión a la media. Dado que este criterio es más robusto, las decisiones sobre que sitios intervenir deberían basarse en el criterio C.2 o en criterios similares generados a partir de la distribución *a posteriori* de número de accidentes en un sitio *n*.

Estudios Antes – Después de Accidentes

Este instrumental se puede utilizar para corregir el problema de regresión a la media en la evaluación de efectividad de una medida de seguridad de tránsito. Ya se sugirió como determinar un ranking de peligrosidad de sitios, que debe configurarse según el valor de la fórmula (4) o (6) o de acuerdo al criterio **C.2**. Suponga que se decide intervenir sobre los N_{MP} sitios más peligrosos y al cabo de un tiempo de estudio prudente se quiere sacar conclusiones sobre la efectividad de la intervención. Se vuelven a estimar todos los valores relevantes, e^c y α post intervención y se calculan nuevamente los estadísticos anteriores para medir la efectividad de la intervención.

Si se observase que los sitios no intervenidos también muestran una importante mejora, debe pensarse seriamente en la posibilidad de algún tercer factor influyendo a la baja de los accidentes en todos los sitios, intervenidos o no, para no determinar erróneamente que la mejora en los sitios intervenidos se debe a la política de intervención. En este sentido, el parámetro λ podría ser considerado una función del tiempo: $\lambda = exp(c+b*t+\mu)$, donde la variable *t* refleja el paso del tiempo y *b* el impacto que este tiene sobre la tasa de accidentes[6].

3. LA EFECTIVIDAD DEL FOTORRADAR COMO MEDIDA DE SEGURIDAD VIAL

En esta sección se utiliza el análisis empírico bayesiano para analizar la efectividad del fotorradar para el control de velocidades máximas como medida de prevención de muertes, lesionados y accidentes de tránsito. El argumento a favor del uso del fotorradar es el siguiente. Si se establece

[5] Tanto en C.1 como en C.2 podría utilizarse la mediana; así los resultados serán menos sensibles a la presencia de valores de accidentes muy extremos.
[6] Por ejemplo, el desarrollo de una campaña educativa masiva de prevención vial que está implementándose en la región donde están ubicados los *N* sitios al mismo tiempo que se realiza la intervención sobre estos.

un límite de velocidad acorde al diseño de la vía y el fotorradar se encuentra operando y los conductores lo saben, estos respetarán el máximo de velocidad permitido para evitar ser multados. Así, este descenso de las velocidades máximas lleva a una disminución del número de accidentes. En la sección 3.1 y la sección 3.2 se procede con el análisis de la efectividad de la medida en la comuna de Santiago y en otras siete comunas de distintas regiones del país respectivamente.

3.1 Comuna de Santiago

CONASET (Comisión Nacional de Seguridad de Tránsito) dispone del registro de accidentes para cinco esquinas de la Comuna de Santiago: Carmen c/ Curicó, Portugal c/ D.Paraguay, Portugal c/Curicó, San Diego c/ Sta. Isabel y Av. Matta c/ Nataniel. Se tienen registros sobre el número de muertes, número de lesionados y el número de accidentes para todos los meses de los años 1997-2000, teniéndose identificados todos aquellos meses en los que el fotorradar estuvo en funcionamiento. Cada esquina presenta 48 observaciones, totalizándose un total de 240 datos. De estas observaciones, 150 corresponden a meses sin fotorradar y 90 a meses con fotorradar.

Dado la escasez de datos y siguiendo la opinión de CONASET, se consideraron las cinco esquinas de carácter similar, se las agrupó y se procedió a un análisis de efectividad de la medida utilizando el instrumental desarrollado en la sección 2, analizándose por separado las observaciones correspondientes al período sin y con fotorradar. El promedio (o media muestral) mensual de cada tipo de evento para ambos períodos fue calculado así:

$$M\left(x|\alpha\right)=\sum_i x_i \Big/ N\,, \tag{7}$$

donde x_i representa el numero de eventos observados en cada período de análisis y N el total de observaciones. El cálculo de la varianza muestral para cada tipo de evento está dado por la ecuación (8). En base a estos dos estadísticos se despeja el valor de α, ecuación (9).

$$\hat{Var}\left(x|\alpha\right)=\sum_i\left(x_i-M\right)^2 \Big/ \left(N-1\right) \tag{8}$$

$$\hat{\alpha}=M^2 \Big/ \left(\hat{Var}\left(x|\alpha\right)-M\right) \tag{9}$$

Para computar la desviación estándar correspondiente al valor de M se utiliza la ecuación (10) y así puede obtenerse su estadístico-t ($test-t=M\div desv\left(M\right)$). En aquellos casos en que M y $Var(\mathrm{x}\,|\,\alpha)$ coinciden, α tiende a infinito y la función de distribución del número de accidentes en las cinco esquinas colapsa a una poisson.

$$\hat{desv}\left(M\right)=\sqrt{\hat{Var}\left(x|\alpha\right)/N} \tag{10}$$

La diferencia entre los valores de M (diferencia de medias) para cada tipo de eventos en el período sin fotorradar y con fotorradar se representa con el símbolo ΔM y su correspondiente test-t se calcula utilizando la siguiente ecuación:

$$test - t\left(\Delta M\right) = \frac{M_{s/f} - M_{c/f}}{\sqrt{des\widehat{v}^2\left(M_{s/f}\right) + des\widehat{v}^2\left(M_{c/f}\right)}} \tag{11}$$

donde *s*/*f* y *c*/*f* se refieren al período sin fotorradar y con fotorradar respectivamente. La Tabla 1 resume todos estos resultados. Las columnas 2, 3 y 4 indican los valores correspondientes a víctimas fatales, lesionados y accidentes respectivamente en el período en que no se aplica la medida y las columnas 5, 6 y 7, en el período en que se aplica la medida.

Tabla 1
Efectividad del Fotorradar en Cinco Intersecciones de la Comuna de Santiago. Indicadores Mensuales

	Período sin fotorradar (N=150)			**Período con fotorradar** (N=90)		
	Muertes	Lesionados	Accidentes	Muertes	Lesionados	Accidentes
Media *M*	0,053	0,627	0,887	0,011	0,300	0,500
desv(*M*)	0,026	0,146	0,137	0,011	0,058	0,075
test-t	2,020	4,298	6,491	1,000	5,173	6,708
Varianza	0,105	3,189	2,799	0,011	0,504	0,500[1]
Alfa	0,056*	0,153*	0,411*	∞	0,440*	∞
ΔM	0,042	0,327	0,387			
Test -t	1,474	2,082	2,485			

[1]En rigor este valor es 0,545, lo que da lugar a un valor de $\alpha \rightarrow \infty$.
*En todos estos casos ($1/\alpha$) es distinto de cero para un valor de p = 0,03.

En relación al número de muertos, esta cifra se vio reducida en valor esperado en 0,042 muertos por mes por intersección; es decir, se evitan al año en el conjunto de las esquinas 2,52 muertes en promedio. El número esperado de lesionados cayó en aproximadamente 0,327 al mes por esquina equivalente a una reducción anual esperada total para las cinco esquinas de 19,62 lesionados. En cuanto al número total de accidentes, se redujeron en 23,2 unidades anuales para las cinco esquinas.

De los cuatro años considerados, el cuarto presentó el numero más bajo de accidentes de tránsito en la Comuna de Santiago[7] y, por lo tanto, hay que asegurarse que esta tendencia a la baja del último año no afecte los resultados. Dado que 26, 36 y 28 observaciones con fotorradar corresponden a los años 1998, 1999 y 2000, versus 60, 34, 24 y 32 sin fotorradar para los años 1997, 1998, 1999 y 2000, los resultados, si han de tener un sesgo, es hacia la menor efectividad de los fotorradares.

Enfoque Basado en Distribuciones Poisson

En esta sección se supone que los accidentes responden a un proceso de conteo poisson. Los resultados se pueden ver en la Tabla 2. En la primera y segundas filas figuran los valores de *M* y *desv*(*M*) y en la tercera fila, los valores de las varianzas[8]. En la cuarta fila se calcula la diferencia de medias y en la quinta fila, sus respectivos test-t.

---

[7] Para los años 1997, 1998, 1999 y 2000 respectivamente se tienen 3483, 3589, 3828 y 2399 accidentes.
[8] Nótese que como se está suponiendo que los accidentes responden a un proceso de poisson puro la media y la varianza deben coincidir. Si quisiera saberse el valor de la varianza muestral, ver la cuarta fila de la Tabla 1.

Tabla 2
Efectividad del Fotorradar en la Comuna de Santiago: Enfoque Inocente. Indicadores Mensuales

	Período sin fotorradar (N=150)			**Período con fotorradar** (N=90)		
	Muertes	Lesionados	Accidentes	Muertes	Lesionados	Accidentes
Media	0,053	0,627	0,887	0,011	0,300	0,500
desv(*M*)	0,019	0,065	0,077	0,011	0,058	0,075
Varianza	0,053	0,627	0,887	0,011	0,300	0,500
ΔM	0,042	0,327	0,387			
Test –t	1,929	3,769	3,611			

Los valores de los test-t de las diferencias de medias son esta vez mayores, pero no debe olvidarse que este modelo es una versión restringida del anterior, rechazada estadísticamente[9]. Es decir, si se plantea un modelo puro de poisson y resulta estar mal especificado, los valores de los test-t de las diferencias de medias son mayores y aumenta entonces la probabilidad del error del tipo 2 (aceptar la hipótesis alternativa – el tratamiento fue efectivo – cuando la misma es falsa).

También podría hacerse el supuesto que los accidentes tienen una función de distribución cualquiera, cuyos dos primeros momentos se estiman a partir de los datos muestrales. Sin embargo, este proceso no contaría con fundamentos teóricos sólidos basados en la modelización de accidentes como un proceso de conteo: por ejemplo, se podrían obtener estimadores aberrantes que indiquen que el número de accidentes sea negativo con una probabilidad mayor a cero[10].

3.2 Otras Comunas del País

CONASET dispone de información sobre siete municipios (Pitrufquen, Puerto Varas, Villarrica, Las Cabras, Coltauco, Calera de Tango y Pirque) que han hecho uso de fotorradares móviles. Se cuenta con datos mensuales sobre el numero de muertos, lesionados y accidentes para los años de 1997, 1998, 1999 y 2000. El análisis resulta ser estadísticamente mejor cuando se presentan los resultados agrupados para las siete comunas, por lo que no se mostrarán los análisis por comuna[11].

La Tabla 3 fue calculada de manera análoga a la Tabla1. Los indicadores mensuales para reducción de víctimas fatales y lesionados efectivamente disminuyen en el período en que funcionan los fotorradares móviles, aunque el número de accidentes totales aumenta. A nivel anual, se reducen los muertos y lesionados en 16 y 158 unidades. Sin embargo, no parece haber una reducción significativa del número total de accidentes. Analizadas en conjunto las siete comunas, se concluye que en el período en que operaron los fotorradares (a fin de controlar velocidades máximas) se observó una disminución estadísticamente significativa en el número de víctimas fatales y lesionados, no así en el número de accidentes.

---

[9] Ver los valores de $1/\alpha$ en la Tabla 1.

[10] Si en la Tabla 1 tomamos los valores de la media y la varianza para el número de muertes (0,053 y 0,105 respectivamente), la media menos una desviación estándar es igual a –0,27: un número de accidentes negativo.

[11] Para ver estos resultados, consultar Rizzi (2003).

Tabla 3
Efectividad del Fotorradar en Siete Comunas, Excluyendo Santiago Centro. Indicadores Mensuales

	Período sin fotorradar (N=205)			**Período con fotorradar** (N=131)		
	Muertes	Lesionados	Accidentes	Muertes	Lesionados	Accidentes
Media	0,605	8,756	5,585	0,420	6,870	5,901
desv(*M*)	0,084	0,660	0,366	0,057	0,468	0,383
test-t	7,202	13,274	15,272	7,416	14,688	15,398
Varianza	1,446	89,195	27,420	0,420	44,852	30,105
Alfa	0,435*	0,953*	1,429*	∞[1]	1,243*	1,439*
ΔM	0,185	1,886	-0,315			
Test -t	1,827	2,332	-0,595			

[1]En rigor este valor asciende a 0,384, dando lugar a una leve subdispersión. Se supuso que corresponde el modelo de poisson (ver nota a pie4).
*En todos estos casos ($1/\alpha$) es distinto de cero para un valor de p = 0,0002.

Dado el número de observaciones que se tienen se hizo el siguiente análisis adicional. En algunas de estas comunas el fotorradar estuvo operativo por un lapso de tiempo que concluyó con anterioridad a diciembre del año 2000. Así se tienen observaciones correspondientes a tres períodos: el período P1 anterior al funcionamiento del fotorradar (156 observaciones), el período P2 en que operó el fotorradar (131 observaciones) y el periodo P3 posterior a la operación del fotorradar (49 observaciones).

Tabla 4
Efectividad del Fotorradar en Comparación a los Períodos Previos y Posteriores a su Implementación. Datos Mensuales.

	Muertes	Lesionados	Accidentes
M-P1 (S/F)	0,590	8,346	5,327
M-P 2 (C/F)	0,420	6,870	5,901
M-P 3 (S/F)	0,653	10,061	6,408
ΔM (P2- P1)	0,170	1,476	-0,574
Test-t	1,488	1,604	-0,906
ΔM (P3- P2)	-0,233	-3,191	-0,507
Test-t	-1,139	-1,891	-0,558
ΔM (P3-P1)	0,063	1,715	1,081
Test-t	0,287	0,989	1,234

En la Tabla 4 se muestran los valores de las diferencias de medias y sus respectivos test-t para las tres posibles comparaciones de a pares. El uso del fotorradar resulta ser efectivo excepto en relación al número de accidentes del período P1. Un resultado llamativo es que una vez removido el uso del fotorradar, el número de muertos, lesionados y accidentes retoma valores algo superiores a los del período previo al uso del fotorradar, aunque desde el punto de vista estadístico este incremento no parece significativo.

Enfoque Basado en Distribuciones Poisson

Una vez más se utiliza el modelo puro de poisson a fin de comparar estimadores. Los resultados se muestran en la Tabla 5, análoga a la Tabla 2: nuevamente, el planteamiento de un modelo mal especificado lleva a una mayor probabilidad del error del tipo 2.

Tabla 5
Efectividad del Fotorradar en Siete comunas, Excluyendo Santiago Centro: Enfoque Inocente. Indicadores Mensuales

	Período sin fotorradar (N=205)			**Período con fotorradar** (N=131)		
	Muertes	Lesionados	Accidentes	Muertes	Lesionados	Accidentes
Media	0,605	8,756	5,585	0,420	6,870	5,901
desv(*M*)	0,054	0,207	0,165	0,057	0,229	0,212
Varianza	0,605	8,756	5,585	0,420	6,870	5,901
ΔM	0,185	1,886	-0,315			
Test –t	2,358	6,114	-1,173			

4. COMENTARIOS FINALES

En este documento se analizó la efectividad del uso de fotorradares para el control de velocidades máximas como medida de seguridad vial. Para ello se utilizó la técnica de análisis empírico bayesiano de estudios antes - después de seguridad vial. El uso de esta técnica, que ha cobrado fuerza a nivel internacional en los últimos 15 años, requiere tanto del diseño de bases de datos como de metodologías de recolección de datos de calidad superior a las actuales en el ámbito local.

En los períodos en que funcionaron los fotorradares tanto en la Comuna de Santiago como en las restantes comunas de país, se *observó* una reducción en el número de muertos y lesionados y sólo en el caso de Santiago se *observó* una disminución en el número total de accidentes. Este resultado (sobre la efectividad del fotorradar como medida de seguridad vial) es más conservador que si se utilizase un modelo de poisson puro.

Cierta cautela es necesaria con el análisis realizado. Primero la muestra es muy pequeña y el artilugio para incrementar el número de observaciones fue considerar todas las observaciones en los períodos sin y con uso de fotorradar como provenientes de distintos sitios. Segundo, no se tuvo acceso a datos sobre un grupo de control: no se dispuso de sitios de similares características que no hayan sido sujetos al uso del fotorradar para observar la evolución de estos en el tiempo. Por último, dada la aleatoriedad del fenómeno bajo estudio, tal vez hubiese sido necesario utilizar como unidad de tiempo el año; así habría sido muy difícil analizar la efectividad de la medida pues se tendrían muy pocos datos y disminuiría la confiabilidad de las estimaciones.

Por último, nótese el carácter de la conclusión: se dice que durante el período de operación de los fotorradares móviles se *observaron* ciertos resultados en lugar de afirmar que estos fueron la consecuencia de la operación de los fotorradares (Hauer, 1997, pág 75). Esta diferencia es importante: *no* se dispone de evidencia para afirmar lo último. Para ello debería controlarse por toda una serie de variables que tienen impactos sobre los rubros analizados, como ser actividad económica, características socioeconómica de las poblaciones respectivas, factores climáticos, cambios en los registros policiales, política de mantenimiento de caminos, etc. Y además de causalidad debemos contar con una adecuada explicación sobre el porqué de la efectividad del uso de fotorradares como medida de prevención de los diferentes tipos de accidentes.

AGRADECIMIENTOS

Agradezco enormemente el apoyo de la COMISION NACIONAL DE SEGURIDAD DE TRANSITO, tanto por proveer el financiamiento como los datos para realizar este estudio. Agradezco también a Antonio Dourthé, Jaime Salamanca, Ernesto Piwonka y Rosemarie Planzer por sus comentarios que contribuyeron a mejorar la calidad del trabajo al igual que los comentarios de los dos árbitros de este trabajo.

REFERENCIAS

Chib, S. y Greeberger, E (1995) Understanding the Metrópolis-Hasting algorithm. **The American Statistician, 49, 327-335.**

CITRA (1996) **Investigación Diseño de Programa de Seguridad Vial Nacional**, para el Ministerio de Transportes y Telecomunicaciones y Ministerio de Obras Públicas.

Fridstrom, L. *et al* (1995) Measuring the contribution of randomness, exposure, weather, and daylight to the variation in road accidents counts. **Accident Analysis & Prevention, 27, 1-20**.

Gazmuri, P. (1995) **Modelos Estocásticos para la Gestión de Sistemas**. Ediciones Universidad Católica de Chile, Santiago.

Gourieroux, C., Monfort, A. y Trognon, A. (1984) Pseudo maximum likelihood methods: applications to poisson models. **Econometrica, 52, 701-720**.

Hauer, E. (1986) On the estimation of the expected number of accidents. **Accident Analysis & Prevention, 18, 1-12.**

Hess S, Polak J W (2003) An Analysis of the Effects of Speed Limit Enforcement Cameras on Accident Rates. **Transportation Record Research** (en imprenta), disponible en http://www.cts.cv.ic.ac.uk/StaffPages/StephaneHess/cam_project/Hess_Polak_Analysis_of_effects_of_SLECs.pdf

Higle, J. y Witkowski, J. (1988) Bayesian identification of hazardous locations. **Transportation Research Records, 1185, 24-36.**

Hooke, A., Knox, J. y Portas, D. (1994) Cost benefit analysis of traffic light & speed cameras. **Police Research Series**, Paper 20 en http://www.homeoffice.gov.uk/rds/prgpdfs/fprs20.pdf.

Rizzi, L.I. (2003) **Valoración de Proyectos de Seguridad Vial**, para la Comisión nacional de Seguridad de Tránsito (CONASET).