

¿PUEDE EL MIEDO A IR A LA CARCEL DISMINUIR LOS ACCIDENTES DE CARRETERA?

Abstract: El objetivo de esta ponencia es evaluar los efectos de la reforma del Código Penal español de diciembre de 2007 sobre el número de muertes en carreteras españolas y la posible duración de los mismos. La metodología empleada es un modelo multivariable de componentes no observables en una state space framework estimado por maximización del logaritmo de verosimilitud. En resumen, se han encontrado dos clases diferentes de efectos sobre los accidentes de carretera. Inicialmente, un mes antes de la aprobación de la reforma, se produce una reducción de un 28.4 por ciento sobre los muertos en carretera. Tras la aprobación de la ley y durante los 13 meses siguientes, se ha mantenido constante una reducción del 16 por ciento. En total con esta reforma se han reducido las muertes en carretera en unas 534 víctimas entre noviembre de 2007 y diciembre de 2008 y previsiblemente los efectos continuaron durante 2009.

1. Introducción.

Durante las décadas de los ochenta y noventa, España ha sido tradicionalmente uno de los países europeos con indicadores de siniestralidad vial más elevados (Page, 2001). En 1990, fallecieron 9.302 personas como resultado de los más de 100.000 accidentes que se produjeron en las carreteras públicas, registrándose ratios de mortalidad de 23,2 muertos por 100.000 habitantes y 5,8 muertos por 10.000 vehículos (OECD, 2009); datos tan sólo superados por otros países mediterráneos como Grecia o Portugal.

Sin embargo, España ha conseguido cambiar la tendencia durante el periodo 1990-2008, reduciendo el riesgo de accidentalidad en torno al 70% (OECD, 2009)¹. De hecho, ha logrado el ambicioso objetivo establecido por la Unión Europea, de rebajar en un 50 % la cifra de víctimas mortales a finales de 2010, con una disminución del 52,5% entre 2003 y 2009 (DGT, 2010).

La clave de este progreso sin precedentes, está en la modificación de comportamientos y actitudes inducidas sobre los usuarios de las vías españolas, influida, a su vez, por los grandes cambios que ha experimentado la política de seguridad vial. La prevención de accidentes de tráfico se ha convertido en una prioridad in las políticas públicas, convirtiendo a España en un laboratorio social donde se han probado innumerables medidas en los últimos veinte años (Arranz and Gil, 2009, García-Ferrer *et al.*, 2007 o Gras *et al.*, 2007), para acabar con la alta siniestralidad de sus carreteras. Con el inicio del siglo XXI, se ha producido un considerable endurecimiento en las estrategias aplicadas por la DGT, con un marcado carácter punitivo, con la finalidad de obtener rápidos y llamativos resultados.

¹ Según la Dirección General de Tráfico (DGT, 2010), la cifra de víctimas mortales en carretera, se ha situado al nivel de 1964, considerando que el escenario de movilidad es absolutamente distinto, dado que el número de vehículos a motor se ha multiplicado por siete.

En este sentido, se han implementado medidas progresivamente más severas en diversos ámbitos, entre los que destacan: *uso de elementos de seguridad*: desde 1992, el uso del cinturón de seguridad se convierte en obligatorio en asientos delanteros y traseros (véase García-Ferrer *et al.*, 2007), incluso en zonas urbanas (de la misma manera que el casco para los motoristas); *evitar las distracciones al volante*: por ejemplo, se ha prohibido, hablar con el móvil, excepto cuando el desarrollo de la comunicación tenga lugar sin emplear las manos ni usar cascos, auriculares o instrumentos similares (análisis en Gras *et al.*, 2007); *conducción bajo los efectos del alcohol*: la concentración máxima de alcohol en sangre permitida legalmente, se ha reducido de 0.8 g/l en 1992, a 0.5 g/l en 2003² (estudio en Arranz & Gil, 2009); *control de la velocidad*: mediante un significativo incremento de los agentes de tráfico y el desarrollo del plan de radares fijos en 2005-2007 (estudiado por Novoa *et al.*, 2010); así como la implantación del nuevo sistema del carnet de conducir por puntos (CCP), que entró en vigor en el 2006 (ver Montoro *et al.*, 2008).

También se ha incrementado bruscamente la crudeza expresada en las campañas publicitarias de seguridad vial, al pasar, por ejemplo, del popular eslogan “*si bebes no conduzcas*” interpretado por el cantante Stevie Wonder, a los anuncios que reproducen imágenes brutales de accidentes y testimonios de víctimas reales, a partir de los años noventa.

Sin embargo, la medida más agresiva adoptada hasta la fecha por las autoridades españolas, ha sido la reforma del Código Penal en materia de seguridad vial, que entró en vigor el 2 de diciembre de 2007. Esta reforma legal, representa una batalla contra la impunidad de conductores temerarios, considerándolos como verdaderos delincuentes al volante. Para ello, se eleva a la categoría de delitos penales, determinadas actuaciones consideradas hasta entonces simples infracciones de tráfico: circular con un exceso de velocidad superior a 60 km/h en vía urbana o a 80 km/h en carretera, respecto a los límites legales; conducir ebrio con una concentración de alcohol en sangre superior a 1.2 gr/l; conducir bajo los efectos de sustancias psicotrópicas; conducir sin permiso, por tenerlo suspendido temporalmente o por haber perdido todos los puntos; conducción temeraria con desprecio por la vida de los demás; negarse a someterse a las pruebas de alcohol o drogas y obstaculizar la circulación. Todos estos delitos se castigan con penas de prisión, elevadas multas y trabajos en favor de la comunidad (generalmente en servicios de urgencias de hospitales o atención a víctimas de accidentes), además de la suspensión del permiso de conducir.

En síntesis, la reforma del Código Penal en España no introduce cambios sustanciales en la distinción entre conductas permitidas o no al volante, sino que más bien endurece significativamente la represión de los comportamientos no permitidos. Su principal objetivo es incrementar la disposición de la sociedad para cumplir la ley vial, que, como señalan Vereeck and Vrolix (2007), es el factor determinante para explicar las diferencias en materia de seguridad vial entre los países desarrollados.

Según el Balance sobre el Impacto de la Reforma Penal en materia de seguridad vial (DGT), a finales de abril de 2009, el número de presos por delitos contra la seguridad en

² A pesar de los resultados perversos obtenidos por medidas similares en otros países (véase Cox, 2006 para los Estados Unidos).

el tráfico, ascendía a 2.546, más de la mitad de ellos por conducir bajo la influencia de alcohol o drogas, o por negarse a someterse a las pruebas pertinentes³.

El objetivo de este artículo, es evaluar los efectos de esta drástica reforma legal y la posible duración de los mismos, sobre la cifra de muertos en las carreteras españolas. El trabajo se organiza de la siguiente forma: en el apartado 2, se realiza una descripción de los datos y la metodología aplicada a los mismos; el apartado 3 muestra los resultados obtenidos y realiza una discusión de conclusiones, así como las implicaciones que de ellas se derivan para la política española de seguridad vial. Por último, incluimos las referencias bibliográficas.

2. Descripción de datos y metodología.

Nuestra variable endógena, es el número de muertes mensuales registrado en las carreteras españolas, como consecuencia de accidentes de tráfico, desde enero de 1980 hasta diciembre de 2008, (procedente de la web del INE). Usamos la definición de fallecidos en las 24 horas siguientes al accidente, con la finalidad de construir series temporales lo más consistentes posibles.

Por otra parte, el conjunto de variables exógenas, está compuesto por los siguientes elementos. En primer lugar, la actividad económica está representada por el Índice de Producción Industrial (IPI), y el grado de utilización de los vehículos por el consumo de gasolina y diesel para el transporte (García-Ferrer *et al.*, 2007, justifican la necesidad de introducir estas variables). Además se incluyen una serie de dummy variables tanto para recoger atípicos detectados, generalmente como consecuencia de las malas condiciones climáticas (por ejemplo enero –EN- 84 y enero –EN- 06), como para corregir una serie de medidas y políticas anteriores a la reforma del Código Penal realizada en España a finales del 2007. Concretamente y según los resultados de estudios anteriores, (García-Ferrer *et al.*, 2007), se ha incluido la obligatoriedad de emplear el cinturón de seguridad a partir de 1992 (LEY92) y la introducción del carnet de conducir por puntos en el 2006 (CCP). Para esta última variable, se ha optado por considerar un efecto temporal decreciente, como sugiere la literatura previa.

Por otra parte se incluyen dos variables, Semana Santa (SS) y Días Hábiles (HAB), para recoger las componentes de estacionalidad que afectarían al número de accidentes. Mientras la primera, SS, sirve para corregir el intenso tráfico que se produce en España durante Semana Santa, es decir, entre el fin de semana del Domingo de Ramos y el fin de semana del Domingo de Resurrección. Además, la variable HAB, recoge el número de días laborables o hábiles en un mes, y por tanto, también incluye el número de días

³ En el ámbito penitenciario, esto supone un fuerte incremento de los internos (61,3% más que en 2007). El 75% de todas las sentencias dictadas acerca de trabajos en beneficio de la comunidad, están relacionadas con delitos contra la seguridad vial. Desde diciembre de 2007 hasta abril de 2009, se han dictado 52.513 sentencias por delitos contra la seguridad vial, colapsando prácticamente los juzgados.

festivos y de fines de semana, con la especial siniestralidad que suele registrarse durante los mismos en las carreteras.

Finalmente, se ha incluido una variable dummy para estimar los efectos de la reforma del Código Penal español introducida a finales del 2007, probándose para ello distintas especificaciones de la misma. En primer lugar, se ha estudiado si los efectos comenzaron con su entrada en vigor, en diciembre de 2007, o dado el fuerte impacto mediático que durante las semanas previas tuvo la tramitación de la ley, dicho efectos se anticiparon a noviembre de 2007, un mes antes de su promulgación. En segundo lugar, se ha estudiado si dichos efectos 13 meses después de su entrada en vigor, se han mantenido constantes, o de la misma forma que ha ocurrido con otras reformas legales (como la introducción del carnet de conducir por puntos) se han diluido rápidamente en el tiempo⁴.

Para la evaluación de los efectos del nuevo Código Penal en materia de seguridad vial, empleamos un modelo de componentes no observables multivariante, conocido como "modelo estructural" (Harvey, 1989), cuya formulación se expresa a continuación:

$$\mathbf{z}_t = \mathbf{T}_t + \mathbf{S}_t + f(\mathbf{I}_t) + \mathbf{v}_t \quad (1)$$

\mathbf{z}_t , \mathbf{T}_t , \mathbf{S}_t y \mathbf{v}_t son las m variables endógenas, la tendencia, el componente estacional y el irregular, respectivamente. $f(\mathbf{I}_t)$ mide el efecto de variables explicativas en la matriz \mathbf{I}_t mediante Funciones de Transferencia (FT). La ecuación (1) es de hecho la ecuación de observación de un sistema de espacio de los estados, que se tiene que completar con las ecuaciones de transición, que especifican la dinámica de los componentes. El modelo completo quedaría formado por la concatenación por bloques de los componentes individuales. Las ecuaciones de transición para la tendencia y el componente estacional, son la tendencia lineal local y la estacionalidad trigonométrica de la ecuación (2), donde \mathbf{F}_t y \mathbf{S}_{it}' son estados adicionales necesarios para definir los componentes, \mathbf{I} y $\mathbf{0}$ son la matriz identidad y una matriz cuadrada de ceros de dimensión m , \mathbf{w}_j y \mathbf{w}_j' ($j = 0, 1, \dots, 6$) son ruidos blancos multivariantes gaussianos, y ω_i ($i = 1, 2, \dots, 6$) son la frecuencia fundamental y sus armónicos del componente estacional.

⁴ Según la literatura, los efectos positivos del CCP, parecen ser breves en otros países (Farchi *et al.*, 2007).

$$\left\{ \begin{array}{l} \text{Tendencia :} \\ \text{Estacionalidad :} \end{array} \right. \quad \begin{array}{l} \begin{pmatrix} \mathbf{T} \\ \mathbf{F} \end{pmatrix}_{t+1} = \begin{pmatrix} \mathbf{I} & \mathbf{I} \\ \mathbf{0} & \mathbf{I} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \mathbf{T} \\ \mathbf{F} \end{pmatrix}_t + \begin{pmatrix} \mathbf{I} & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{I} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \mathbf{w}_0 \\ \mathbf{w}'_0 \end{pmatrix}_t \\ \mathbf{S}_t = \sum_{i=1}^6 \mathbf{S}_i ; \quad i = 1, 2, \dots, 6 \quad (2) \\ \begin{pmatrix} \mathbf{S}_i \\ \mathbf{S}'_i \end{pmatrix}_{t+1} = \begin{pmatrix} \cos \omega_i \mathbf{I} & \sin \omega_i \mathbf{I} \\ -\sin \omega_i \mathbf{I} & \cos \omega_i \mathbf{I} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \mathbf{S}_i \\ \mathbf{S}'_i \end{pmatrix}_t + \begin{pmatrix} \mathbf{I} & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{I} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \mathbf{w}_i \\ \mathbf{w}'_i \end{pmatrix}_t, \quad \omega_i = \frac{2\pi i}{12} \end{array}$$

La FT lineal de primer orden se muestra en la ecuación (4), que es el modo habitual para tratar los atípicos, donde $I_{i,t}$ ($i=1,2,\dots,k$) son un conjunto de variables artificiales tipo impulso, ω_i y a_i ($i=1,2,\dots,k$) son un conjunto de parámetros a estimar, y B es el operador retardo, es decir $B^m x_t = x_{t-m}$.

$$f(\mathbf{I}_t) = \sum_{i=1}^k \frac{\omega_i}{(1+a_i B)} I_{i,t} \quad (4)$$

La forma de Espacio de los Estados que se utiliza en este artículo, para una sola FT, se muestra en la ecuación (5). Dicha FT puede modelizar cambios transitorios (TC en inglés con $a_i < 0$: efectos que desaparecen después de algunas observaciones); atípicos aditivos (AO con $a_i = 0$: afecta a una sola observación); y cambios de nivel (LS con $a_i = 1$: efecto permanente).

$$\left\{ \begin{array}{l} x_{t+1} = -a_i x_t - a_i \omega_i I_{i,t} : \quad \text{Transition Equation} \\ y_t = x_t + \omega_i I_{i,t} : \quad \text{Observation Equation} \end{array} \right. \quad (5)$$

La versión final en forma de Espacio de los Estados, incluye todos los términos adicionales concatenados por bloques. Dicha forma general se muestra en la ecuación (6), donde $\mathbf{\Gamma}$ y \mathbf{D} son matrices nuevas que afectan a las variables de intervención.

$$\left\{ \begin{array}{l} \mathbf{x}_{t+1} = \mathbf{\Phi} \mathbf{x}_t + \mathbf{\Gamma} \mathbf{I}_t + \mathbf{E} \mathbf{w}_t : \quad \text{Transition Equations} \\ \mathbf{z}_t = \mathbf{H} \mathbf{x}_t + \mathbf{D} \mathbf{I}_t + \mathbf{v}_t : \quad \text{Observation Equations} \end{array} \right. \quad (6)$$

Dado el modelo (6), el Filtro de Kalman (FK, Kalman, 1960) produce la estimación óptima de los momentos de primer y segundo orden, de la distribución del vector de estados (media y varianza), condicionados a la información pasada en la muestra, en el sentido de que minimiza el error cuadrático medio. Un algoritmo que se usa en paralelo

y que no es tan conocido, es el suavizado de intervalo fijo (FIS en inglés), que permite una estimación como la del FK, pero teniendo en cuenta toda la información de la muestra.

La aplicación de los algoritmos recursivos FK/FIS requiere el conocimiento de todas las matrices del sistema (Φ , Γ , E , H , D , Q y R). Normalmente no se conocen, pero pueden estimarse por un conjunto amplio de métodos. Máxima Verosimilitud es el más conocido y usado, por las buenas propiedades teóricas que presenta en condiciones muy genéricas. Bajo la hipótesis de gaussianidad, la log-verosimilitud se puede calcular usando el FK mediante la “descomposición del error” (Harvey, 1989; Pedregal and Young, 2002).

3. Resultados y conclusiones.

Hemos estimado dos modelos que mantienen dos hipótesis distintas: i) el efecto de la reforma legal en diciembre de 2007, tuvo un efecto permanente y sostenido en el tiempo (es decir, generó un cambio de nivel o LS); ii) el efecto de la reforma legal causó sin embargo un cambio transitorio (TC). Hay un aspecto bastante interesante a analizar; se trata de determinar si dicho efecto pudo haber sido anticipado (previsto) por la opinión pública, como así lo sugiere el atípico aditivo que inequívocamente fue detectado en noviembre de 2007.

La Tabla 1 muestra la estimación de parámetros para las variables de intervención de cada modelo. Después de cada estimación, se han realizado test o pruebas adicionales para encontrar atípicos, siendo incluidos en cada uno de los modelos.

	Modelo 1 Cambio de nivel	Modelo 2 Cambio transitorio
NOV07	-0.284 (3.792)	-0.218 (3.035)
DIC07	-0.161 (2.875)	-0.059 (0.829)
a_1	- -	-0.176 (0.145)
CCP	-0.168 (3.086)	-0.184 (2.999)
a_2	-0.877 (8.240)	-0.768 (5.192)
SS	0.062 (3.209)	0.062 (3.206)
HAB	-0.007 (5.132)	-0.007 (5.140)
LEY	-0.102 (2.281)	-0.111 (2.395)
EN84 (AO)	0.107 (1.586)	0.116 (1.710)
$\sigma^2 * 1000$	5.711	5.911
Q(12)	6.712	6.382
Q(24)	12.498	10.463
Bera-Jarque	0.269 (0.874)	0.155 (0.925)

H	0.752 (0.196)	0.828 (0.183)
---	------------------	------------------

Table 1. Estimación de modelos multivariantes con variables de intervención. Estadísticos T en paréntesis. σ^2 es la varianza de las innovaciones; Q(12) y Q(24) son los estadísticos Q de Ljung-Box para 12 y 24 retardos, respectivamente; Bera-Jarque es un test de gaussianidad (los valores en paréntesis son valores P); H es un test de ratio de varianzas (valores P en paréntesis).

Todos los modelos formulados son correctos: los residuos son gaussianos, son homocedásticos, y no presentan una correlación seria. Además, el efecto TC del cambio legal es insignificante (Modelo 2), mientras que los efectos considerados como un LS sí son significativos (Modelo 1). Adicionalmente, la varianza residual del Modelo 1 es inferior a la del Modelo 2, lo que implica que el Modelo 1 ofrece una mejor explicación de los datos.

De los resultados anteriores, se concluye que la reforma del Código Penal español en materia de seguridad vial realizada a finales de 2007, ha tenido un efecto muy positivo, reduciendo en 534 el número de fallecimientos ocurridos en las carreteras españolas, desde noviembre de 2007 a diciembre de 2008 (un 16,1% en todo el periodo y un 28,4% inicial sólo en noviembre de 2007), una cifra muy superior a reducción de 372 fallecimientos conseguida por la introducción del CCP desde julio de 2006 (con un impacto inicial de una reducción del 16,8% en julio de 2006).

Además, valorando estrictamente el ajuste realizado o la varianza residual de los modelos, los efectos de la reforma del Código Penal español, se han mantenido de forma permanente durante los 14 meses que van desde noviembre de 2007 a diciembre de 2008 y, por tanto, previsiblemente continuarían en 2009. Lo que demuestra que son más persistentes que, por ejemplo, los alcanzados mediante la introducción del CCP, donde prácticamente la totalidad de los estudios realizados en diversos países desarrollados, coinciden en su carácter temporal y rápidamente decreciente (Farchi *et al.*, 2007). Lo que coincidiría con la hipótesis de Bjørnskau & Elvik (1992) de que solamente un incremento considerable del carácter punitivo y sancionador ejercido por la política de seguridad vial, se logra un impacto significativo en la mortalidad vial, dado que con la aplicación de medidas parciales o más leves, se produce un comportamiento adaptable en los usuarios del tráfico vial.

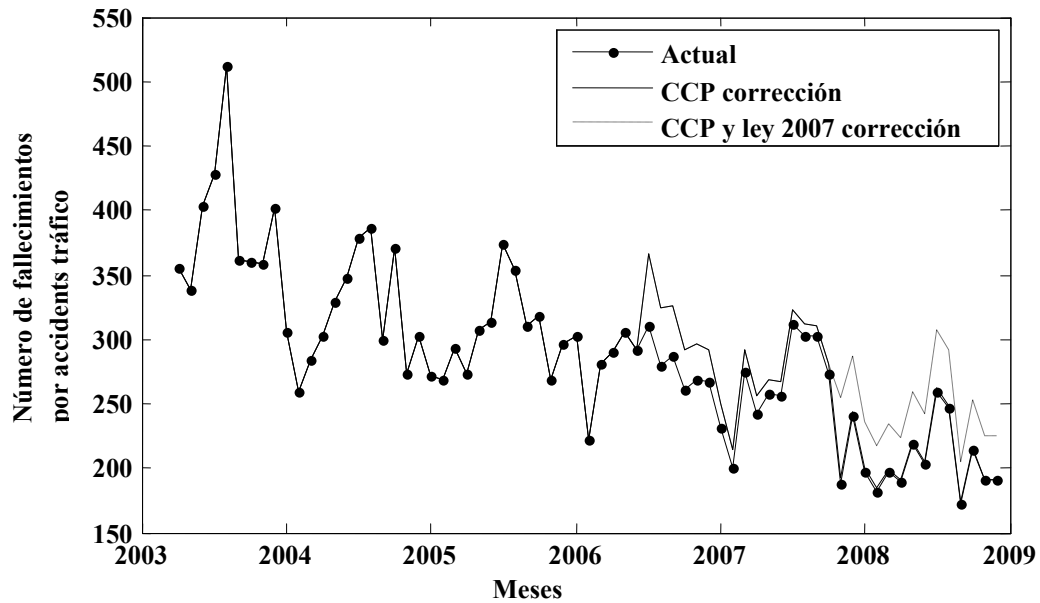


Figura 1. Efectos del Carnet de Conducir por puntos (CCP) y de la reforma del Código Penal reduciendo la mortalidad vial.

La figura 1 muestra visualmente lo que anteriormente expresaban los datos numéricos. Se puede apreciar con claridad, de qué manera decaen los efectos positivos causados por la aplicación del carnet de conducir por puntos, en el momento en el que el trazo de puntos y la línea delgada se aproximan, mientras que la distancia entre ellos aumenta bruscamente de nuevo en noviembre de 2007, como consecuencia de la reforma del Código Penal.

En resumen, gracias a esta reforma, se puede considerar que en materia de siniestralidad en las carreteras, España está cubriendo la última brecha que mantenía con respecto al resto de países desarrollados. Prueba de ello, es cómo a finales del 2008, España logra un ratio de accidentalidad de 6,8 muertes por 100.000 habitantes, cifra similar a la de países como Australia (6,8), Finlandia (6,5) o Francia (6,9), y situada por debajo de las conseguidas por los países mediterráneos de su entorno como Grecia (14,4), Italia (8,7) o Portugal (9,2), de los que finalmente ha conseguido distanciarse (OECD, 2009).

Otro aspecto interesante de nuestro estudio, es el análisis de cuándo se inician los efectos tras la entrada en vigor de la reforma legal. En este sentido, la mayoría de los trabajos previos (como Smith, 1986; Henstridge *et al.*, 1997; Albalate, 2008) consideran que hay que esperar un cierto lapso de tiempo tras la aprobación de una nueva norma vial, para alcanzar los máximos efectos de la misma. Pero en este caso, se constata que estamos ante una medida de carácter tan disuasorio, que los efectos de la reforma del Código Penal español, incluso se han adelantado a la entrada en vigor de la misma. Ya que, aunque la medida entró en vigor el 2 de diciembre de 2007, los efectos se inician en noviembre. De esta forma, el mero debate político de la ley y la fuerte repercusión que tuvo en los medios de comunicación durante dicho mes de noviembre, fue más que suficiente para provocar un cambio intenso en la conducta de los conductores españoles, logrando la mencionada reducción del 28,4% en las tasas de siniestralidad vial.

En resumen, nuestro trabajo aporta evidencia empírica de que en países de alta siniestralidad en las carreteras, como durante décadas lo ha sido España, las medidas punitivas representan una vía rápida y eficiente para obtener resultados positivos, frente a otras con un mayor carácter pedagógico.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Albalade, D. (2008). Lowering Blood Alcohol Content Levels to Save Lives: The European Experience. *Journal of Policy Analysis and Management*, 27, 20–39.
- Arranz, J.M., Gil, A.I. (2009). Traffic accidents, deaths and alcohol consumption. *Applied Economics*, 41, 2583-2595.
- Bjørnskau, T., Elvik, R. (1992). Can road traffic law enforcement permanently reduce the number of accidents?. *Accident Analysis and Prevention*, 24, 507-520.
- Cox, R. G. (2006). A perverse effect of lowering the threshold blood alcohol content. *Applied Economics Letters*, 13, 869-871.
- Dirección General de Tráfico (DGT). Impacto de la reforma penal. Available at http://dgt.es/was6/portal/contenidos/documentos/prensa_campanas/notas_prensa/n_otaprensa156.pdf (accessed February 2010).
- Dirección General de Tráfico (DGT) (2010). Balance de Seguridad Vial 2009. Ministerio del Interior. Gobierno de España. Spain.
- European Commission (2001). White Paper—European Transport Policy for 2010: Time to Decide. Office for Official Publications of the European Communities, Luxembourg.
- Farchi, S., Chini, F., Rossi, P.G., Camilloni, L., Borgia, P., Guasticchi, G. (2007). Evaluation of the health effects of the new driving penalty point system in the Lazio Region, Italy, 2001–2004. *Injury Prevention*, 13, 60–64.
- García-Ferrer, A., De Juan, A., Poncela, P. (2007). The relationship between road traffic accidents and real economic activity in Spain: common cycles and health issues. *Health Economics*, 16, 603-626.
- Gras, M. E., Cunill, M., Sullman, M. J., Planes, M., Aymerich, M., Font-Mayolas, S. (2007). Mobile phone use while driving in a sample of Spanish university workers. *Accident Analysis and Prevention*, 39, 347-55.
- Harvey, C. (1989). *Forecasting structural time series models and the Kalman Filter*. Cambridge. Cambridge University Press.
- Henstridge, J., Homel, R., Mackay, P. (1997). The long-term effects of random breath testing in four Australian states: A time series analysis. Canberra: Federal Office of Road Safety. Australia.
- Kalman, R.E. (1960). A new approach to linear filtering and prediction problems. *ASME Transactions. Journal Basic Engineering*, 83, 95–108.

- Montoro, L., Roca, J., Tortosa, F. (2008). Influencia del permiso de conducir por puntos en el comportamiento al volante: Percepción de los conductores. *Psicothema*, 20, 652-658.
- Novoa A., Pérez K., Santamariña-Rubio, E., Dell'Olmo, M., Tobías, A. (2010). Effectiveness of speed enforcement through fixed speed cameras: a time series study. *InjuryPrevention*, 16, 12-16.
- OECD (2009). International Traffic Safety Data and Analysis Group. IRTAD ANNUAL REPORT. Available at <http://www.irtad.net> (accessed February 2010).
- Page, Y. (2001). A statistical model to compare road mortality in OECD countries. *Accident Analysis and Prevention*, 33, 371-385.
- Pedregal, D. J., Young, P. C. (2002). Statistical approaches to modelling and forecasting time series. In: Clements, M.P., Hendry, D.F. (Eds.). *A companion to economic forecasting*, 69– 104. Oxford Blackwell.
- Smith, D. (1986). Effect of low proscribed blood alcohol levels (BACs) on traffic accidents among newly licensed drivers. *Medical Science and the Law*, 36, 144–148.
- Spanish Statistics Agency (Instituto Nacional de Estadística, INE). Transport and Communications. Roads network, vehicles, drivers and accidents. Spain. Available at <http://www.ine.es> (accessed January 2010).
- Vereeck, L., Vrolix, K. (2007). The social willingness to comply with the law: The effect of social attitudes on traffic fatalities. *International Review of Law and Economics*, 27, 385-408.