

¿Cómo citar este artículo?

Apellidos, Nombre (del autor del texto) (2007). "Título" (del artículo), en Pérez Redondo, R.J. y Martín Cabello, A. (Coords.) *Castilla-La Mancha: 25 años de autonomía*. Toledo: ACMS, pp. (de inicio y final del artículo).

EL CONTROL DE FACTORES EN LA EVALUACIÓN DE IMPACTO CON SERIES TEMPORALES

Francisca Blanco Moreno
Universidad Complutense de Madrid

Resumen: El diseño de series temporales "consiste, en lo esencial, en un proceso periódico de medición sobre algún grupo o individuo y la introducción de una variación experimental en esa serie cronológica de mediciones, cuyos resultados se indican por medio de una discontinuidad en las mediciones registradas en la serie" (Campbell y Stanley, 1970). El análisis de series temporales requiere, por tanto, conocer el punto específico de la serie en que la intervención, o suceso externo, se produce. El propósito del análisis es inferir si la discontinuidad se produce y, en caso de producirse, medir cuál es su magnitud. Es evaluar "el impacto". Este análisis examina la estructura de la serie temporal antes y después de la ocurrencia de tal suceso, siendo la meta ver si el suceso externo ha tenido un impacto significativo en el comportamiento de la serie. Si realmente lo ha tenido, habrá un salto o interrupción significativa (hacia arriba o hacia abajo) en los valores de la serie después de que ocurra o se realice el suceso externo. Esto dio lugar a que tales series se denominen series temporales interrumpidas. La expresión "evaluación de impacto" se refiere al análisis estadístico de un diseño cuasi-experimental de series temporales interrumpidas para valorar impactos sociales. Es decir, un test de la hipótesis nula de que un suceso postulado, causa un cambio en un proceso social medido como una serie temporal. Para Rossi y Freeman (1989) el propósito básico de una evaluación de impacto, en el contexto de la evaluación de programas, es "presentar un estimador de los efectos netos de una intervención, esto es, un estimador del impacto no contaminado por la influencia de otros procesos y sucesos que también pueden afectar el comportamiento o las condiciones a las cuales el programa social que se está evaluando se dirige". En esta comunicación se analizan los distintos procedimientos para controlar los factores que pueden influir en la determinación de la existencia o no de impacto y en la magnitud del mismo.

Palabras clave: Evaluación del impacto, series temporales, control, técnicas de investigación.

COMUNICACIÓN

La evaluación de intervenciones políticas usando modelos ARMA (autorregresivos, integrados, de media móvil) se está convirtiendo en una práctica común en el análisis de las investigaciones de políticas públicas. Las evaluaciones que utilizan diseños de series temporales interrumpidas se pueden considerar cuasi experimentos en los cuales la legislación o cualesquiera otras intervenciones se tratan como la introducción de un cambio experimental en una serie que está siendo observada (Campbell y Stanley, 1970).

Para evaluar el impacto del Decreto 1890/1973 de 26 de julio, referente a la legislación relacionada con el nivel de alcohol en sangre permitido y la obligatoriedad de someterse a la prueba del alcoholímetro, en la serie temporal que constituye el “número de víctimas mensuales en carretera” se han aplicado las sucesivas fases de construcción de los modelos ARIMA.

Aquí se presentan los análisis previos a los correspondientes a la evaluación del impacto, es decir, todos los análisis necesarios para controlar aquellos otros factores o circunstancias que pueden hacer que el análisis de la evaluación del impacto nos lleve a unas conclusiones erróneas, bien por la mala identificación de una relación que en realidad es espuria o bien por una identificación errónea de la magnitud del impacto.

Los datos disponibles sobre el número de víctimas en carretera correspondientes al período enero de 1967 a marzo de 1975, constituyen lo que se denomina una serie temporal interrumpida. Este periodo comprende tanto los datos de la etapa preintervención, que se extiende desde enero de 1969 hasta octubre de 1973, como los de la etapa post-intervención (noviembre de 1973 hasta marzo de 1975).

La cuestión que se plantea en esta primera fase de la modelización de series temporales para la evaluación del impacto es: ¿cómo se comporta la serie antes de la “regularización”?

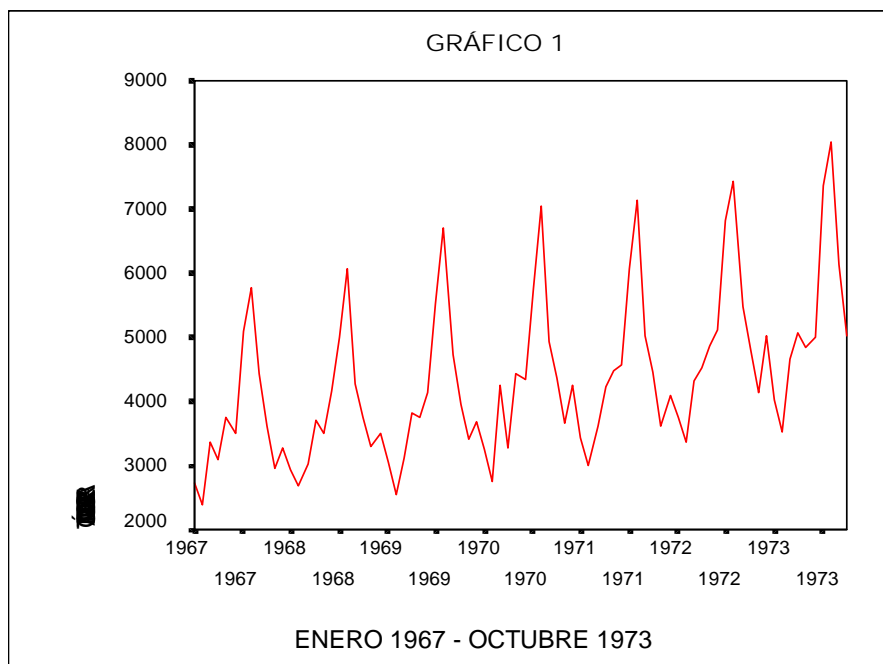


Gráfico 1. Víctimas en carretera.

En el Gráfico 1 se ve la evolución que sigue la serie, serie que denotada como Y_t , entre enero de 1970 y octubre de 1973, periodo correspondiente a la etapa preintervención. Los datos son mensuales y hay un total de 82 observaciones. El gráfico muestra una tendencia ligeramente creciente y lineal. Cabe destacar el comportamiento cíclico, periódico, con picos en determinados meses cada año, en concreto en los meses de agosto, en los meses de marzo o abril (según la semana santa fuera en uno u otro mes) y por último en el mes de diciembre de cada año.

Por otra parte, no parece que haya heterocedasticidad en el comportamiento de los datos, es decir, no parece que a medida que aumenta la media de la serie, aumente la varianza de ésta. Para decidir sobre la conveniencia o no de transformar la serie para estabilizarla en caso de presencia de heterocedasticidad, se analiza el diagrama rango-media.

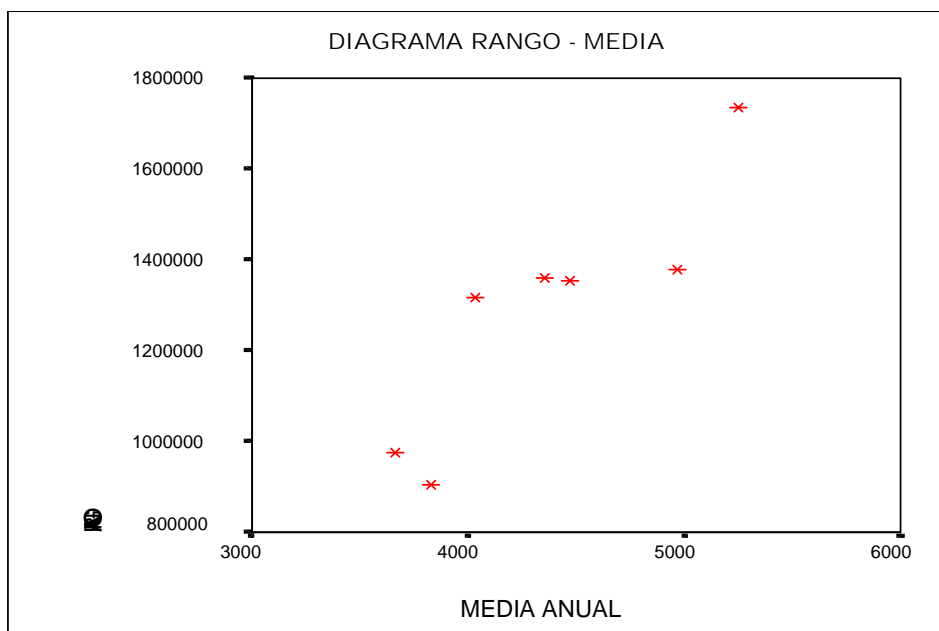


Gráfico 2. Diagrama Rango-Media.

El Gráfico 2 se ha construido dividiendo la serie en submuestras anuales para los años que comprende el periodo preintervención, y calculando para cada submuestra (7 en total) la media y la varianza correspondiente. Por último, se han representado en un diagrama de dispersión dichos valores para obtener lo que se conoce como el diagrama rango-media. Dado que el número de datos disponibles es muy pequeño, observando el diagrama es difícil establecer una relación entre la varianza y la media, aunque es evidente que la varianza va aumentando (ligeramente en algunos años y bruscamente en otro) a medida que lo hace la media.

Los resultados de dos análisis más (cálculo del valor óptimo de λ en la transformación Box-Cox y la comprobación de si la transformación logarítmica es apropiada para modelar la serie) confirman que la serie no presenta heterocedasticidad. Asumiendo la hipótesis de homocedasticidad, se considera que la serie Y_t es estable con respecto a su varianza y por tanto no se ha transformado.

El autocorrelograma (ACF) (Gráfico 3), gráfico correspondiente a la función de autocorrelación simple, para los primeros 36 retardos de la serie, pone de manifiesto la estacionalidad de la serie, estacionalidad de periodo 12, es decir, mensual, que ya se había intuido en el gráfico de la serie.

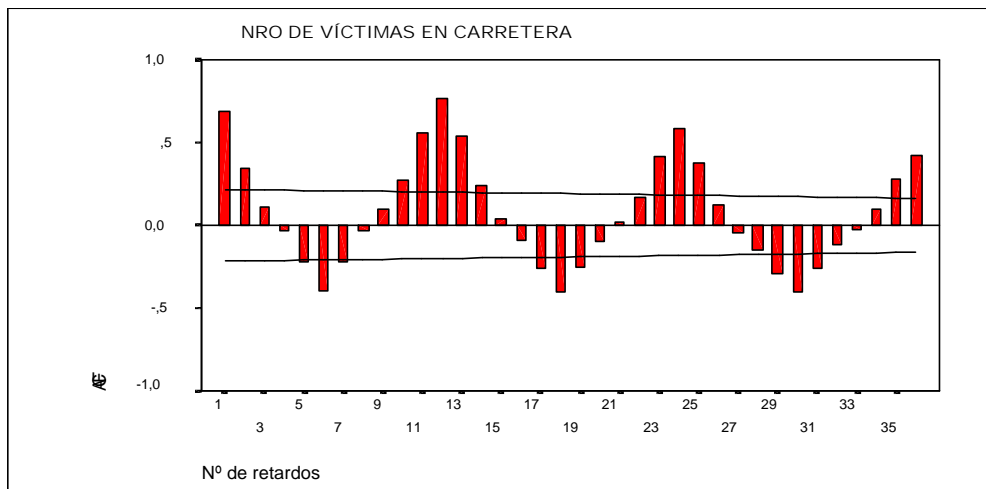


Gráfico 3. Autocorrelograma.

Esta estacionalidad mensual (de periodo 12) significa que el número de víctimas en los accidentes en carretera que se contabilizan en un mes depende del mes.

En el diagrama de cajas (Gráfico 4) correspondiente a la distribución de los datos para cada mes, se observan grandes diferencias entre la media de cada uno de los meses. En particular, hay que destacar que los meses de julio y agosto se corresponden con las medias más altas del año, meses que coinciden con las épocas vacacionales de la sociedad.

Estas variaciones estacionales suponen una amenaza a la validez interna del estudio ya que se pueden llegar a confundir en ocasiones con el efecto de la intervención, sobre todo si ésta tiene lugar o coincide su inicio en el tiempo con las consecuencias de dichas variaciones. Por ejemplo, si la intervención, en este caso legislación, hubiera entrado en vigor en un mes de septiembre, mes en el cual se observa un descenso respecto a agosto todos los años, se podría interpretar “de forma errónea” que ese descenso es el efecto de la legislación y no la consecuencia

de la gran subida que se produce todos los meses de agosto debido al período vacacional.

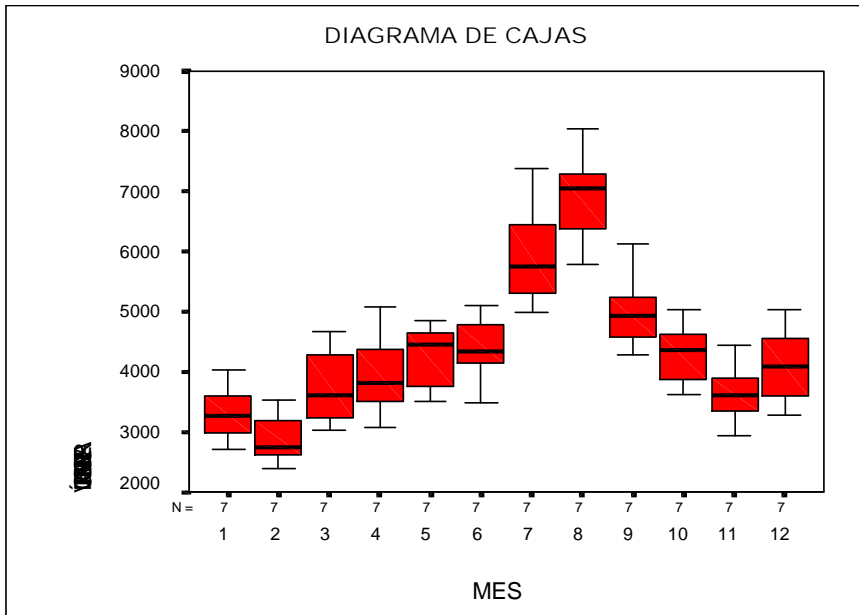


Gráfico 4. Diagrama de cajas.

Para controlar / eliminar esta variación estacional, estacionalidad mensual en este caso, de la serie Y_t , es suficiente diferenciar la serie, utilizando un periodo de diferenciación igual a 12. Hay que recordar que el objetivo en este primer análisis descriptivo de la serie es decidir si es necesario transformar la serie hasta obtener una serie estacionaria en media y en varianza a la cual se le puede ajustar un modelo $ARMA(p,q) \times (P,Q)_{12}$. Si la serie Y_t es estacionaria, no será necesario transformarla, si no lo es, se aplicarán las transformaciones correspondientes hasta conseguir una serie que lo sea.

Los gráficos correspondientes a las funciones de autocorrelación simple y autocorrelación parcial para la serie $\nabla_{12}Y_t$, o $\nabla^{12}Y_t$, que se incluyen a continuación (Gráficos 5 y 6), muestran que la serie diferenciada ya no presenta síntomas de periodicidad.



Gráfico 5.

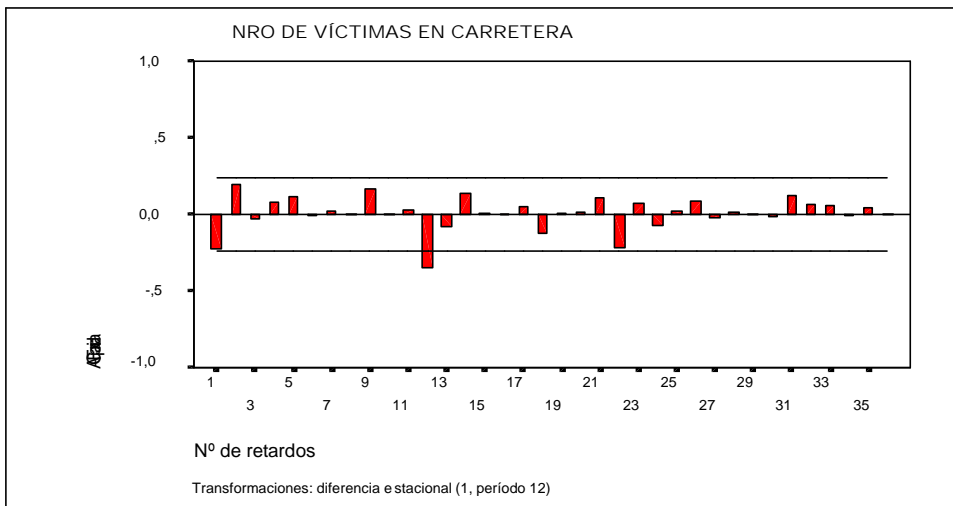


Gráfico 6.

Se observa un rápido decaimiento en el autocorrelograma simple de la serie diferenciada $\nabla_{12}Y_t$, tanto en la parte regular como en los retardos correspondientes a la parte estacional (retardos 12, 24, 36...); además, valores relativamente altos en los primeros retardos regulares (y estadísticamente significativos según el contraste de Box-Ljung que proporciona el módulo de series temporales del programa SPSS para Windows Versión 11.5.1) y un valor muy alto en el retardo 12. Esta información sugiere identificar como primer modelo para la serie $\nabla_{12}Y_t$ un modelo

de medias móviles tanto para la parte regular como para la estacional. Considerando significativos sólo los dos primeros valores de la función de autocorrelación, más el correspondiente al primer retardo estacional, se puede considerar que la serie $\nabla_{12}Y_t$ se ajusta a un proceso/modelo ARMA(0,2)x(0,1)₁₂ con constante, por tanto se obtendrá un modelo para la serie transformada, $\nabla_{12}Y_t$, que representa el cambio en el número de víctimas en carretera de un mes al mes correspondiente en el año anterior: $\nabla_{12}Y_t = (1 - \theta B - \theta^{12} B^{12}) Y_t - Y_{t-12}$.

La serie $\nabla_{12}Y_t$, en el periodo preintervención, parece ajustarse al modelo:

$$\nabla_{12}Y_t = \mu + (1 - \theta B - \theta^{12} B^{12})(1 - \Theta B)$$

La estructura de la función de autocorrelación parcial (PACF) es similar a la de la función de autocorrelación simple: los dos primeros valores son altos, así como el correspondiente al retardo número 12. Esto permite identificar como segundo modelo para $\nabla_{12}Y_t$, un modelo puramente autorregresivo tanto en la parte regular como en la estacional, ARMA(2,0)x(1,0)₁₂:

$$\nabla_{12}Y_t = \mu + \frac{1}{(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2)(1 - \Phi B^{12})}$$

Este mismo comportamiento de la función de autocorrelación simple y de la función de autocorrelación parcial, puede estar indicando también un modelo *mixto*, es decir, un modelo tanto autorregresivo como de media móvil. Por ello, como tercer modelo a estimar, se propone el modelo ARMA(1,1)x(0,1)₁₂:

$$\nabla_{12}Y_t = \mu + \frac{(1 - \theta_1 B)(1 - \Theta B^{12})}{(1 - \phi_1 B)}$$

Se han estimado los parámetros de estos tres modelos propuestos para después, teniendo en cuenta los resultados obtenidos, modificarlos y mejorarlos. Para el primer modelo propuesto, los estimadores de los parámetros obtenidos con el programa SPSS han sido los presentados en la Tabla 1.

Ninguno de los estimadores de la parte regular es estadísticamente significativo, por tanto se puede descartar que la serie que se está analizando “siga” un proceso ARMA(0,2)x(0,1). No se analizan los residuos dado que el modelo no es válido para la siguiente fase.

	ESTIMACIÓN	PROB. APROX.
$\hat{\theta}_1$	0.10	0.42
$\hat{\theta}_2$	-0.18	0.13
$\hat{\Theta}_1$	0.57	0.00
CONSTANTE	268	0.00

Tabla 1.

Los resultados para el segundo modelo propuesto, ARMA(2,0)X(1,0)₁₂, un modelo autorregresivo en la parte regular y en la estacional, son los presentados en el Tabla 2.

	ESTIMACIÓN	PROB. APROX.
$\hat{\phi}_1$	-0.14	0.23
$\hat{\phi}_2$	0.26	0.03
$\hat{\Phi}_1$	-0.46	0.00
CONSTANTE	271	0.00

Tabla 2.

Tanto la constante como el estimador del parámetro correspondiente a la parte autorregresiva estacional (estimador de Φ_1) son estadísticamente significativos, para un nivel de significación igual a 0.001. También lo es el estimador del parámetro autorregresivo de orden dos, aunque no lo es el de orden uno.

Sustituyendo estos valores en la expresión teórica del modelo autorregresivo, se llega a la siguiente igualdad para la serie Y_t diferenciada estacionalmente:

$$\nabla_{12} Y_t = 271 + \frac{1}{(1 + 0.14B - 0.26B^2)(1 - 0.46B)} B$$

A continuación se ha comprobado que las hipótesis básicas con respecto a los residuos se cumplen. Éstos deben tener: media cero, varianza constante, falta de correlación para cualquier retardo y distribución normal (Peña, 1993: 557). Para este diagnóstico, se han utilizado los siguientes gráficos y análisis: (1) Gráfico de los residuos. (2) Histograma de barras con la curva normal superpuesta y prueba de Kolmogorov-Smirnov para una muestra para el estudio de la normalidad de los

residuos. (3) Prueba de Levene para el contraste de varianza constante. (4) Estadístico de Box – Ljung (valores individuales y para grupos de retardos) y gráficos de autocorrelación y autocorrelación parcial para el estudio de la autocorrelación de los residuos. El gráfico de la evolución de los residuos se presenta a continuación (Gráfico 7).

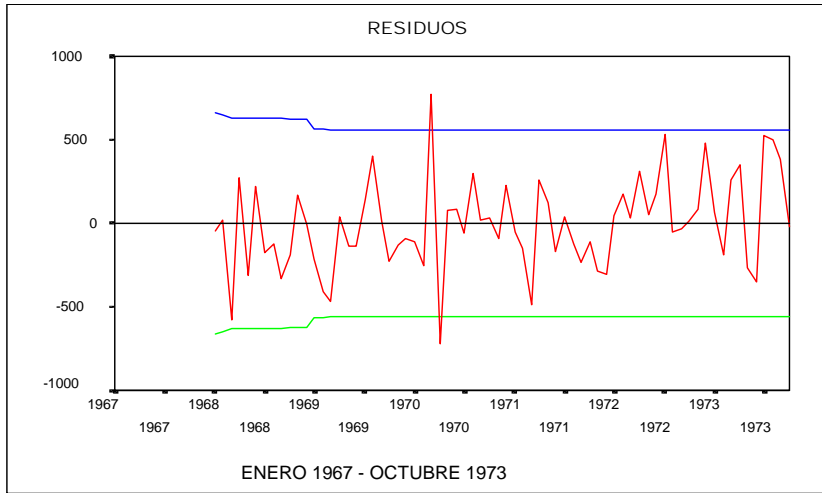


Gráfico 7.

Se observa que los residuos correspondientes a marzo y abril de 1970, son excesivamente grandes. Los resultados obtenidos con el contraste de Kolmogorov-Smirnov confirman la normalidad de los residuos del modelo.

Para contrastar la hipótesis nula de que los primeros M coeficientes de autocorrelación no son diferentes de cero, es decir la hipótesis nula siguiente:

$$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_M = 0$$

se utiliza el estadístico Q propuesto por Ljung y Box que se distribuye como una χ^2 con M-p-q grados de libertad bajo la hipótesis nula de que los residuos son independientes.

El contraste global o contraste de *portmanteau* basado en el estadístico de *portmanteau* de Box-Ljung para distintos valores de M del autocorrelograma de los residuos del modelo confirma que “todo va bien”.

La función de autocorrelación también corrobora que los residuos, efectivamente, no se diferencian de un proceso de ruido blanco.

Para complementar los criterios de adecuación estadística referentes a los residuos, también se ha en cuenta un criterio más que ayuda a verificar el modelo y los órdenes de las partes autorregresiva y de media móvil. Este criterio es el criterio de información de Akaike, AIC, también reformulado como el criterio bayesiano

de Schwarz, SBC. Mediante este criterio se trata de seleccionar el modelo de orden k (de entre los posibles) que minimiza el valor del AIC (o del SBC). Es decir, de entre todos los posibles modelos con un número k de parámetros estimados, se seleccionará el que tenga menor valor para el criterio de información o el criterio bayesiano.

También la varianza residual sirve para comparar los diferentes modelos tentativos.

Para el modelo $ARMA(2,0) \times (1,0)$ estimado para la serie diferenciada estacionalmente, los valores correspondientes al AIC y al SBC son, respectivamente, 994 y 1003. El valor de la varianza residual es 77511.

El tercer modelo propuesto es un modelo $ARMA(1,1) \times (0,1)_{12}$ con constante y tampoco son significativos los estimadores de los parámetros de la parte regular.

Los resultados previos nos llevan a las siguientes propuestas para mejorar los modelos estimados:

(1) Puesto que tanto en el primer modelo, $ARMA(0,2) \times (0,1)_{12}$, como en el tercero, $ARMA(1,1) \times (0,1)_{12}$, los estimadores de la parte regular no son estadísticamente significativos, se propone estimar un modelo con sólo parte estacionaria para la serie $\nabla_{12} Y_t$

(2) Puesto que el estimador del parámetro ϕ_1 del segundo modelo propuesto, $ARMA(2,0) \times (1,0)_{12}$ no es estadísticamente significativo, se propone re – estimar el modelo asumiendo que $\phi_1 = 0$.

(3) Controlar la influencia de los datos correspondientes a marzo y abril del año 70, ya que parecen “salirse” de la pauta que siguen esos meses en el resto de los años que conforman la serie preintervención.

(4) Puesto que podría parecer, a la vista del Gráfico 1, que la media de la serie aumenta ligeramente a lo largo del tiempo, es decir, la serie podría no ser estacionaria, se propone diferenciar de forma regular la serie ya diferenciada estacionalmente e identificar y estimar un modelo para la serie $\nabla \nabla_{12} Y_t$.

La propuesta del apartado (1) para mejorar tanto el primer modelo como el tercero conlleva estimar tanto un modelo de media móvil estacional de orden 1, como un modelo autorregresivo estacional del mismo orden, para la serie $\nabla_{12} Y_t$, es decir, un modelo $ARMA(0,0) \times (0,1)_{12}$ con constante y un modelo $ARMA(0,0) \times (1,0)$ con constante. Los resultados obtenidos se resumen a continuación (Tablas 3 y 4).

ARMA(0,0)x(0,1)₁₂ con constante

$$\nabla_{12}Y_t = 269 - (1 - 0.63^{12}B)$$

	ESTIMACIÓN	PROB. APROX.
$\hat{\Theta}_1$	0.63	0.00
CONSTANTE	269	0.00

Tabla 3.

ARMA(0,0)x(1,0) con constante

$$\nabla_{12}Y_t = 271 + \frac{1}{(1 + 0.43B)}$$

	ESTIMACIÓN	PROB. APROX.
$\hat{\Phi}_1$	-0.43	0.00040685
CONSTANTE	271	0.00000000

Tabla 4.

Como era de esperar, los residuos de ambos modelos presentan autocorrelación simple en los primeros retardos, ya que no se ha incluido en ninguno de los dos ningún factor que “recoja” la autocorrelación de los primeros retardos de la función de autocorrelación simple de la serie diferenciada estacionalmente. No se presenta el resto del diagnóstico de estos residuos ya que ninguno de los dos modelos cumple los requisitos mínimos para ser utilizado en la evaluación del impacto.

Los resultados de la propuesta del apartado (2), apartado que propone estimar un modelo ARIMA(2,0,0)x(1,1,0)₁₂ + constante para Y_t , asumiendo que $\phi_1 = 0$, son los siguientes:

$$\nabla_{12}Y_t = 271 + \frac{1}{(1 - 0.29B^2)(1 + 0.246B)}$$

Todos los estimadores son significativos para $\alpha = 0.01$. La matriz de correlaciones no presenta valores altos y los contrastes Box-Ljung para los residuos no indican que éstos se diferencien de un ruido blanco.

En el gráfico de la evolución de los residuos siguen apareciendo dos valores anómalos correspondientes a los meses de marzo y abril de 1970. Buscar una explicación adecuada para estos dos residuos es el siguiente paso a dar. Si

dicha explicación no se encontrara, se podría asumir de todos modos un buen comportamiento de los residuos ya que en cualquier distribución normal, el número esperado de casos extremos es uno por cada 20 observaciones.

Junto con el histograma de los residuos, la normalidad de los mismos de nuevo se ha contrastado con la prueba de Kolmogorov-Smirnov. Además, se presenta un contraste para la hipótesis nula de que la media de los residuos es igual a cero y la prueba de Levene para la homocedasticidad de los mismos.

Por último, apuntar los valores correspondientes de los dos criterios de información para poder comparar este modelo con otros posibles: AIC = 993, SBC = 1000.

Para resolver el problema de la gran magnitud de los residuos correspondientes a los meses de marzo y abril de 1970, propuesta (3), hay que tener en cuenta que, en 1970, la semana santa se celebró durante el mes de marzo. ¿Y cuál es la influencia de esta festividad en el comportamiento de la serie que se está modelizando? A continuación se presenta un gráfico donde se ha representado la serie para cada uno de los años del periodo preintervención, señalando los meses correspondientes a semana santa (Gráfico 8).

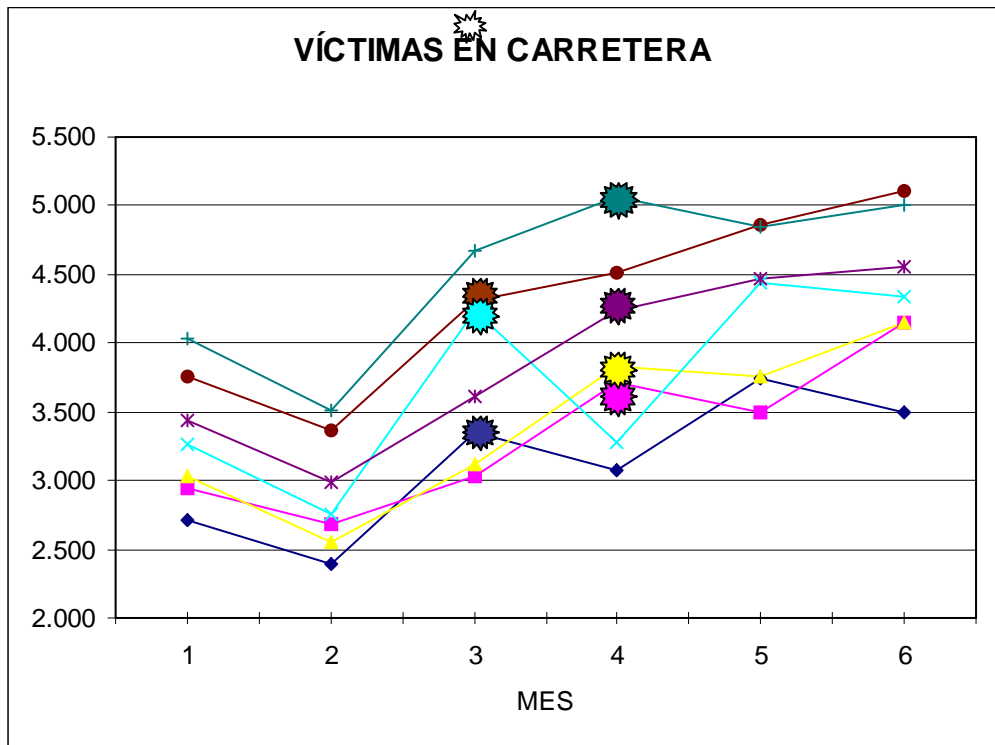


Gráfico 8.

Se observa que en dichos meses hay un aumento del número de víctimas, seguido, en todos los años salvo en dos, de un descenso en el mes siguiente. Debido a que la semana santa no siempre tiene lugar en el mismo mes, el aumento del número de víctimas debido a estas vacaciones no puede captarse bien como un efecto estacional (como sí que sucede con el aumento correspondiente a los meses de julio y agosto de cada año).

Para controlar este comportamiento de la serie Y_t , es decir, para controlar los efectos de la semana santa en la “variable dependiente”, he incluido en el último modelo una variable impulso definida como:

$$I_{ss,t} = \begin{cases} 1 & \text{si el mes contiene la semana santa} \\ 0 & \text{en caso contrario} \end{cases}$$

para cada año. Como ya se ha comentado, se espera que a priori la semana santa resulte en un aumento del número de víctimas en carretera en el mes que acontece, seguida de un descenso en el mes siguiente. Por ello, se va a suponer que, en el periodo preintervención:

$$Y_t = (\omega_0 - \omega_{ss}) B I_t + \text{otras variables}$$

Queda claro que si $\omega_1 = 0$, sólo hay un efecto en el mes correspondiente a la semana santa, mientras que si $\omega_0 \approx \omega$, el aumento en dicho mes irá seguido de una disminución en el mes siguiente de, aproximadamente, la misma magnitud. Siguiendo con la notación que se está utilizando, una vez estimados los parámetros para el modelo que incluye la variable que refleja la influencia de la semana santa en la serie Y_t , se tiene la expresión:

$$\nabla_{12} Y_t = 272 + 381 I_{12,ss,t} + B \nabla_t I_t \frac{1}{(1 - 0.24B^2)(1 + 0.234B)}$$

Salvo $\hat{\omega}_1$, todos los demás estimadores son estadísticamente significativos para $\alpha = 0.05$. La probabilidad asociada a $\hat{\omega}_1$ es 0.066, valor muy próximo a la significación. A pesar de no ser significativo, se va a mantener el término en el modelo ya que es consistente con el comportamiento visible de la serie.

Ni la matriz de correlaciones entre los estimadores de los parámetros ni los gráficos de las funciones de autocorrelación de los residuos sugiere una mala especificación del modelo estimado.

Los contraste de Box-Ljung para $M = 6, 12, 18$ y 24 permiten aceptar que las autocorrelaciones entre los residuos se comportan como las esperadas para un ruido blanco.

Ninguno de los valores de la función de autocorrelación simple está fuera de los límites del intervalo al 95% (± 2 desviaciones típicas). La prueba de Kolmogorov-Smirnov confirma la normalidad de los residuos.

El valor correspondiente al residuo del mes de abril de 1972 está fuera del intervalo de confianza al 95%. Esto se puede deber a que, habiendo sido la semana santa en el mes de marzo, en abril no se produjo el descenso esperado en el número de víctimas en carretera, sino una subida (1972 es uno de los años en los cuales no se “cumple” la regla de incremento en el mes de semana santa y descenso en el siguiente). También los residuos de julio y diciembre de 1972 son valores que están al límite.

Por último, el valor de la varianza residual es 59395, el AIC = 961 y el SBC = 972.

Se puede afirmar, por tanto, a partir de estos resultados, que la semana santa influye de forma significativa en la evolución del número de víctimas que se producen en las carreteras, produciendo un aumento medio de 381 víctimas en el mes en el que acontece y un descenso de 183 víctimas en el mes siguiente.

En el apartado (4) se ha propuesto diferenciar la serie $\nabla_{12}Y_t$ antes de identificar el/los modelo/s que describan el comportamiento estocástico de la misma. La justificación para esta nueva transformación de la serie original Y_t la encontramos en la ligera tendencia creciente que muestran las observaciones en el periodo preintervención.

Se observa un rápido decaimiento con alternancia de signo en los valores de la función de autocorrelación simple, tanto en la parte regular como en los retardos correspondientes a la parte estacional (retardos 12, 24, 36...); además, los valores de los retardos 1 y 11, 12 y 13 son estadísticamente significativos. Esta información sugiere que el proceso generador de la serie $\nabla\nabla_{12}Y_t$ es un modelo ARMA(1,1)x(0,1)₁₂ con $\phi_1 < 0$ y $\theta_1, \theta_2 > 0$ (según las funciones de autocorrelación simple y autocorrelación parcial teóricas de dicho proceso (McCleary y Hay, 1980: 80 y 90). Es decir, se puede expresar la serie $\nabla\nabla_{12}Y_t$, en el periodo preintervención, por la siguiente igualdad:

$$\nabla\nabla_{12}Y_t = \frac{(1 - \theta_1 B)(1 - \Theta B^{12})}{(1 - \phi_1 B)} Y_t$$

o también como:

$$(1 - B)(1 - B^{12}) Y_t = \frac{(1 - \theta_1 B)(1 - \Theta B^{12})}{(1 - \phi_1 B)} Y_t \quad a$$

$$Y_t = \frac{(1 - \theta_1 B)(1 - \Theta B^{12})}{(1 - B)(1 - B^{12})(1 - \phi_1 B)} Y_t$$

	ESTIMACIÓN	PROB. APROX.
$\hat{\theta}_1$	0.83	0.02
$\hat{\Theta}_1$	0.55	0.00
$\hat{\phi}_1$	-0.30	0.00

Tabla 5.

Todos los estimadores son estadísticamente significativos, así que, sustituyendo estos valores en la expresión teórica del modelo, se llega a la siguiente igualdad, igualdad para la serie Y_t diferenciada tanto de forma regular como estacional:

$$\nabla \nabla_{12} Y_t = \frac{(1 - 0.83B)(1 - 0.55B)}{(1 + 0.30B)}$$

Las correlaciones no indican problemas de multicolinealidad entre los estimadores de la parte regular; la varianza residual es igual a 72833, el valor de AIC es 991, el de SBC, 998 y los residuos tampoco incumplen los supuestos de normalidad, homocedasticidad y no autocorrelación.

En el retardo 23 se obtiene un valor para el coeficiente de autocorrelación simple en el límite de la significación.

El histograma de los residuos, con la curva normal superpuesta y los resultados obtenidos con el contraste de Kolmogorov-Smirnov confirman la normalidad de los residuos del modelo.

Incluyendo la variable *dummy* que controla el efecto que la festividad de la semana santa tiene en el número de víctimas que se producen en la carretera, el modelo que expresa la relación de esta serie con esa variable, su pasado y a_t es:

$$\nabla \nabla_{12} Y_t = (380 + 195_{12} B) \nabla \nabla_{12} I_t \frac{(1 - 0.85B)(1 - 0.45B)}{(1 + 0.07B)}$$

Salvo $\hat{\phi}_1$ y $\hat{\omega}_1$, todos los demás estimadores son estadísticamente significativos para $\alpha = 0.05$. La probabilidad asociada a $\hat{\omega}_1$ es menor que 0.07, valor relativamente próximo a $\alpha = 0.05$.

Se ha re-estimado el modelo asumiendo que el parámetro autorregresivo de orden uno de la parte regular es igual a cero, es decir, un modelo ARMA(0,1)x(0,1)₁₂, incluyendo la variable correspondiente al efecto de la semana santa.

La expresión para Y_t con este nuevo modelo ha quedado como sigue:

$$(1 - B)(1 - B^2) Y_t = (381 - 200^{12}) \left(\frac{1}{55} B \right) - B (I^{12} + 1) (0.87 B + 1) - 0.46$$

Todos los estimadores son estadísticamente significativos para $\alpha = 0.05$ (incluido $\hat{\omega}_1$). Ni la matriz de correlaciones entre los estimadores de los parámetros ni los residuos sugieren una mala especificación del modelo estimado.

El valor de la varianza residual es 56755, se ha reducido en un 23%, comparándola con la del modelo ARIMA(1,1,1)x(0,1,1)₁₂; el AIC = 959 y el SBC = 968.

El residuo correspondiente al mes de abril de 1972 (mes posterior a la semana santa de ese año y en el cual no se produjo el descenso habitual), como era de esperar, es muy grande.

Otros modelos que se han estimado para la serie $\nabla \nabla_{12} Y_t$ han dado unos resultados menos satisfactorios que los del modelo anterior y por ello no se han tenido en cuenta.

Por tanto, los dos mejores modelos obtenidos para la serie preintervención (a los cuales se les aplicaría el análisis de la evaluación del impacto de la intervención) son los siguientes:

$$(1) \left\{ \nabla \nabla_{12} N_t = (\theta - B)(1 - \phi^2 B - \delta) \right.$$

$$(2) \left\{ \nabla_{12} N_t = \mu + \frac{1}{(1 - \phi B^2)(1 +^{12} \phi B)} \right.$$

BIBLIOGRAFÍA

- BOX, G. E. P., y JENKINS, G. M. (1976), *Time Series Analysis: Forecasting and Control*. Oakland, Holden Day, rev. ed.
- CAMPBELL, D. T. y STANLEY, J. C. (1970), *Diseños Experimentales y Cuasiexperimentales en la Investigación Social*, Buenos Aires, Amorrortu.
- MCCLEARY, R., y HAY, R. A. Jr. (1980), *Applied Time Series Analysis for the Social Sciences*, Beverly Hills, Sage.
- PEÑA, D. (1993), *Estadística: Modelos y Métodos*, Madrid, Alianza, vol. 2.
- ROSSI, P. H., y FREEMAN, H. E. (1989), *Evaluation. A Systematic Approach*, Newbury Park, Sage.
- VENEY, J. E. y LUCKEY, J. W. (1983), "A Comparison of Regression and ARIMA Models for Assessing Program Effects: An Application to the Mandated Highway Speed Limit Reduction", en *Social Indicators Research*, 12: 83-105.