

# ANÁLISIS DE SERIES TEMPORALES BIVARIABLES: APLICACION AL ÁMBITO DE INVESTIGACION SOCIAL

Jaume ARNAU GRAS y Roser BONO CABRE

Departamento de Metodología de las Ciencias del Comportamiento

Facultad de Psicología. Universidad de Barcelona

El objetivo del presente trabajo es aplicar el análisis de series temporales bivariantes dentro del ámbito de la psicología social aplicada. Las variables relacionadas mediante esta técnica son desempleo y suicidio. En el período analizado (1978-1985), para todo el Estado Español, se detecta una relación significativa entre tasa de paro (variable independiente) y tasa de suicidios (variable dependiente), con una demora del efecto de la variable independiente sobre la dependiente de nueve meses ( $FCC = -.27$ ,  $ee = .12$ ). Estos resultados están en la línea de otros estudios y representan una prueba más de que, en un país industrializado, el paro está formado por una serie de factores que pueden estar asociados a una conducta suicida.

**Palabras clave:** Análisis de Series Temporales Bivariantes; Paro; Suicidio.

*Bivariate time series analysis: Application to social research framework.* The aim of this paper is to apply the bivariate time-series analysis within the frame of applied social psychology. The variables related to this procedure are unemployment and suicide. In the period analysed (1978-1985) referring to Spain as a whole a significant relationship is detected between unemployment rates (an independent variable) and suicide rates (a dependent variable) after a nine months ( $CCF = -.27$ ,  $st.e = .12$ ), i.e. an independent variables effect on a dependent variable. These findings are similar to other studies and are evidence that in industrialised countries unemployment is made up of several factors which can be linked to suicide behaviour.

**Key words:** Bivariate time series analysis; Unemployment; Suicide.

El análisis de series temporales ha sido, tradicionalmente, utilizado para evaluar el impacto en estudios de caso único, cuando para ello se dispone de suficientes puntos de observación. Este tipo de análisis, propuesto originariamente por Box y Tiao (1965), ha suscitado, en la actualidad, un amplio eco dentro del ámbito de investigación social aplicada. Sin embargo, la mayoría de trabajos que incorporan esta técnica se centran preferentemente en los Diseños de series temporales univariantes para la evaluación del cambio, y no empieza a darse importancia a los Diseños de series

temporales bivariantes hasta la década de los ochenta (Gottman 1981, Wei, 1990, entre otros) debido, principalmente, a que las pruebas son complejas y con numerosos pasos descritos en términos no muy familiares para la mayoría de investigadores. Por ello, en este trabajo, presentamos una aplicación de la técnica de análisis de series temporales para situaciones bivariantes, intentando seguir una exposición clara y simple. No obstante, la técnica es compleja y una explicación de los fundamentos matemáticos y de los principales aspectos técnicos requeriría una monografía sobre el tema (véase Arnau, en prensa).

Las series temporales bivariantes, es decir aquellas que tienen en cuenta dos variables de registro, tienen por objeto descubrir el grado de implicación de una de las dos series (considerada como el "input" de un sistema lineal) sobre la otra (considerada como el "output"). A tal propósito se utilizan los modelos de transferencia que recogen el posible impacto o grado de asociación que presentan ambas series y, a la vez, en que medida dicho impacto se produce simultáneamente en el tiempo o con algún efecto retardado de una serie con respecto a la otra. Dadas, pues, las enormes posibilidades del análisis de series temporales bivariantes para descubrir la posible relación, de carácter temporal, entre dos variables, presentamos el procedimiento analítico de esta técnica, basándonos en una de las situaciones que ha generado mayor conflicto en los últimos años. Las dos variables de carácter social objeto de estudio son "desempleo" y "suicidio", registradas a lo largo de una serie de puntos en el tiempo. Ha de quedar bien claro que, nuestro objetivo no es llegar a una inferencia de una posible explicación causal entre las series analizadas sino simplemente utilizarlas a modo de argumento, a fin de conocer el funcionamiento de este tipo de análisis.

En definitiva, creemos que este escrito constituye un buen ejemplo de cómo la técnica de análisis de series temporales bivariantes permite conocer el grado de asociación existente entre dos factores y en que medida y proporción el cambio de uno de ellos puede afectar al otro.

Para fijar la temática, empezaremos haciendo una revisión, en orden cronológico, de los estudios que han analizado la relación existente entre desempleo y salud mental en general, y desempleo y suicidio.

Un breve seguimiento histórico nos permite concluir que las investigaciones sobre las consecuencias psicológicas del desempleo se han llevado a cabo fundamen-

talmente a lo largo de los últimos 8-10 años. Así, Brenner (1973), en un primer estudio sobre la influencia de los factores económicos en la salud pública, constató una relación entre desempleo y número de ingresos en hospitales psiquiátricos públicos de U.S.A. Posteriormente, Brenner (1979) aplicó un análisis de regresión múltiple a datos económicos de varias décadas y, al mismo tiempo, los correlacionó con una serie de indicadores de salud (tasas de mortalidad general, mortalidad cardiovascular, cirrosis, suicidios y homicidios, consumo de alcohol e ingresos psiquiátricos). Las correlaciones obtenidas, entre actividad económica e índices sanitarios, tanto para EE.UU. como para el Reino Unido, fueron muy altas. De todo esto concluyó que en un país con un incremento de más de un millón de parados en un plazo de 5 años, se produciría un aumento de 50.000 muertos por enfermedades generales, 167.000 muertos por causas cardiovasculares y 63.000 ingresos en hospitales psiquiátricos. Estos resultados alarmantes, así como el impacto sociológico de las tesis de Brenner, han generado toda una serie de críticas a la aportación de este autor (Wagstaff, 1985).

Han sido varios los investigadores que estudiaron los efectos del paro en la salud mental del desempleado. Frank (1981) analizó una población de trabajadores masculinos, hallando una asociación entre paro y primeras admisiones a un centro psiquiátrico, con un intervalo temporal entre las dos situaciones de 3 meses. Lajer (1982) comprobó que, entre los desempleados de una muestra de 677 trabajadores del sector de la construcción, se producía un incremento de la probabilidad de ingresos en los departamentos de salud mental de los hospitales, con un retardo de entre 0 y 1 año. Hagen (1983) demostró, también, que la experiencia de problemas económicos representa un riesgo más grande de enfermedad. Fagin (1983) constató una relación causal entre

paro y enfermedad, de acuerdo con entrevistas longitudinales psiquiátrico-clínicas de personas desocupadas y sus familiares. García (1985), utilizando una muestra de 799 parados, concluyó que una prolongada situación de paro se hallaba asociada a un empeoramiento de la salud mental, aumento del estado depresivo, nivel de neuroticismo e introversión. Martí Tusquets y Tsiolakoglou (1987), a partir de una encuesta realizada en Cataluña sobre un total de 123 sujetos en paro, verificaron una incidencia de trastornos psicopatológicos del 43% del total de la muestra estudiada, señalando la ansiedad como rasgo predominante y, además, un 6% del total de parados mostraban intentos de suicidios.

De todos estos trabajos se concluye que la inestabilidad económica y el paro son factores asociados a las enfermedades mentales. Otros autores han centrado sus estudios hacia la incidencia en las tasas de suicidios. Así, por ejemplo Durkheim (1976), en su ya clásico trabajo sobre el suicidio, señaló que las crisis económicas tienen un efecto agravante sobre las tendencias suicidas. Según la clasificación propuesta por Platt (1984), existen asociaciones positivas entre paro y suicidio, en investigaciones longitudinales con medidas individuales o datos agregados de la población, y en investigaciones transversales con registros individuales de ambas variables. Platt y Kreitman (1985), al estudiar la población de Edimburgo, encontraron una asociación altamente positiva entre paro e intento de suicidio ( $r=.77$ ), durante el período 1968-1982. En este trabajo, se indicó, también, que las tasas de intentos de suicidio eran 10 veces más grandes entre los desempleados y, dentro de éstos, los que llevaban más de 1 año sin encontrar trabajo. Trovato (1987) predijo, en un estudio longitudinal realizado en Canadá, una relación directa entre desempleo y suicidio. Este resultado no se verificó cuando se tuvo en cuenta la

población en su totalidad. Ahora bien, en cohortes relativamente jóvenes, esta relación se mantuvo. Pritchard (1988) halló, en los países de la CEE y durante el período 1974-1987, un incremento significativo en la tasa de suicidios para la población de hombres desempleados. Yang y Lester (1990) dirigieron un estudio en U.S.A., en el período 1940-1984, con el propósito de verificar en que medida la tasa de suicidios es explicada por variables económicas y sociales. Estos autores utilizaron como variables predictoras la tasa de divorcios, la incorporación de la mujer en el mundo laboral, el producto nacional bruto, el crecimiento del producto nacional bruto y la tasa de paro. Los resultados sugirieron que los cambios en la tasa de suicidios estaban causados por fluctuaciones económicas.

Todo este conjunto de estudios han confirmado la presencia de una asociación entre los índices de desempleo y el nivel de trastornos de la salud o suicidios. Por el contrario, otros trabajos destacan que la correlación entre paro y suicidio es muy débil, o bien que no se dan, a largo plazo, influencias negativas del paro sobre la salud (Sainsbury, Jenkins y Levey, 1979; Kasl, 1982). Warr (1984) destacó que la asociación entre paro y conducta suicida puede interpretarse como una relación espuria donde ambas variables son resultado de factores personales (problemas psíquicos previos a la pérdida del trabajo) o sociales (problemas económicos unidos al paro). Más recientemente, Jones, Forster y Hassanyech (1991) propusieron, también, una posible explicación al hecho de no encontrar ninguna relación causal entre paro y suicidio. Esta explicación consiste en destacar la presencia de algún otro factor que aumenta el riesgo de ambas variables produciendo una relación no causal entre ellas.

Si bien no es posible, dado el estado actual de las investigaciones en este campo, defender una explicación causal entre paro

y suicidio, si es posible, en cambio, afirmar que las consecuencias psicológicas negativas del desempleo, junto con otros factores sociales y de predisposición personal, pueden incrementar el riesgo de una conducta suicida. Así, a priori, cabría esperar una relación entre paro y suicidio de carácter no necesariamente causal.

### METODO

Los datos mensuales relativos a las dos variables a estudiar (tasa de paro y tasa de suicidios) se han obtenido a través del "Institut d'Estadística de Catalunya". Estos datos están publicados por el Ministerio de Economía y Comercio en los Anuarios Estadísticos (1978-1985) y se refieren al número de inscritos en las oficinas de la INEM y al número de suicidios, para todo el Estado Español, durante el período comprendido entre enero de 1978 y diciembre de 1985.

#### Procedimiento

Puesto que se trata de datos de dos series temporales, planteamos un análisis de series temporales bivariantes sincrónicas. Es decir, una estructura donde los valores de ambas variables se obtienen a partir de los mismos intervalos de tiempo. Ya hemos señalado que los análisis de series temporales bivariantes se caracterizan, en términos generales, por dos sistemas paralelos de observaciones o registros, siendo el principal interés el sentido de la relación existente entre ambos. Por tanto, se trata de descubrir, mediante esta estrategia de diseño, el grado de asociación existente entre las dos variables, siendo la serie paro el "input" ( $X_t$ ) y la serie suicidio el "output" ( $Y_t$ ).

### RESULTADOS

La Figura 1 representa la evolución de las dos variables, registradas en trimestres, entre 1978 y 1985. Obsérvese como ambas

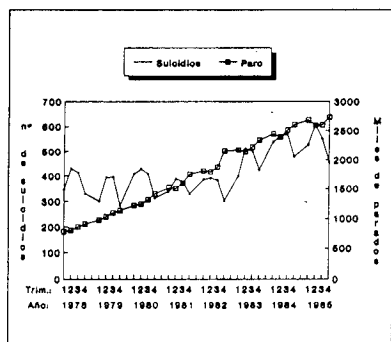


Figura 1. Tasa de suicidios y paro para el período 1978-1985.

variables presentan un incremento de la tendencia a través del tiempo.

Con el propósito de aplicar los procedimientos de análisis basados en los modelos de series temporales se ha utilizado el programa 2T del paquete estadístico BMDP (versión PC90) siguiendo, para ello, las etapas propuestas por Box y Jenkins (1970) para el cálculo de la función de correlación cruzada (FCC) y la posterior identificación de la función de transferencia (FT).

Según la estrategia de Box y Jenkins se ajusta, en primer lugar, un modelo ARIMA para la serie "output" (suicidio) y otro para la serie "input" (paro). Luego se aplica el modelo de la serie "input" para filtrar la serie "output" (preblanqueo) y, por último, se calcula la FCC a partir de la serie preblanqueada. De este modo, la FCC se convierte en un instrumento diagnóstico, ya que nos va a permitir identificar la FT.

Al observar el correlograma de las funciones de autocorrelación (FAC) para la serie "suicidio" (Figura 2), se constata una inclinación lineal decreciente entre los 5 primeros retardos que luego tiende a recuperarse hasta llegar al retardo 12, lo cual nos revela la presencia de un componente tanto regular como estacional. Dichos componentes han sido verificados en la correspondiente función de autocorrelación par-

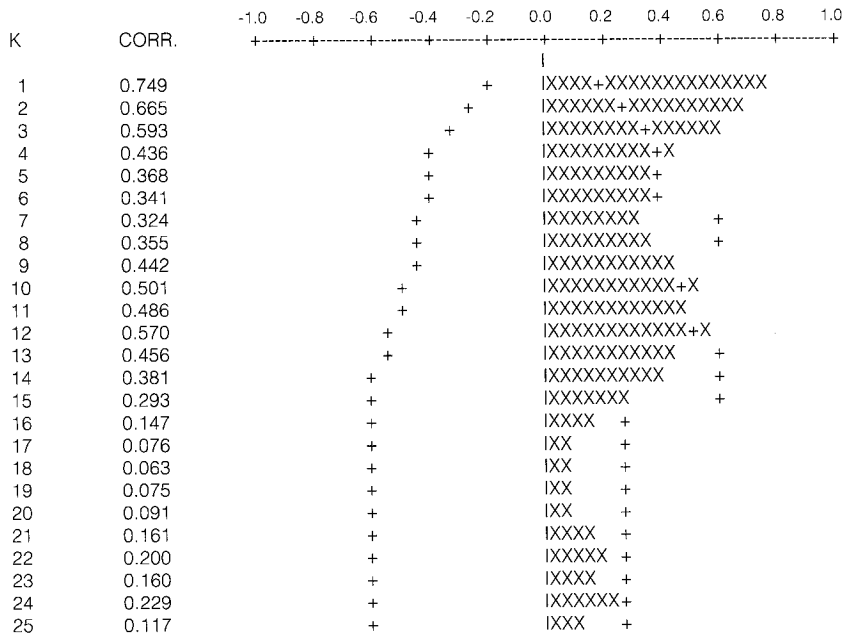


Figura 2. FACS para la serie temporal suicidio.

cial (FACP) aplicada a los mismos datos. Se concluye, por lo tanto, que estamos ante un proceso no-estacionario, ni regular ni cíclicamente. En consecuencia, esta serie requiere ser transformada en otra serie de carácter estacionario, mediante una diferenciación de orden 1 y 12.

A partir de los residuales de la serie diferenciada se ha propuesto un modelo ARIMA tentativo a la serie suicidio que ha mostrado tener un buen ajuste. El modelo toma la siguiente expresión

$$(1 - B)(1 - B^{12})Y_t = (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2)(1 - \Theta_{12} B^{12})a_t \quad (1)$$

donde B es el operador de cambio retroactivo regular, B<sup>12</sup> es el operador de cambio retroactivo estacional, Y<sub>t</sub> es el valor de la serie temporal en el mes t, θ<sub>1</sub> es un parámetro de medias móviles de orden 1, θ<sub>2</sub> es un parámetro

de medias móviles de orden 2, Θ<sub>12</sub> es un parámetro de medias móviles estacional de orden 12 y a<sub>t</sub> es el componente de ruido blanco en el mes t.

Las estimaciones de los parámetros del modelo tentativo mediante el método BACKCASTING dan los siguiente valores

$$\theta_1 = .5573 \text{ (e.e. = .0995)}$$

estadístico t = 5.60, p < 0.5

$$\theta_2 = .2468 \text{ (e.e. = .1161)}$$

estadístico t = 2.13, p < .05

$$\Theta_{12} = .8450 \text{ (e.e. = .0396)}$$

estadístico t = 21.35, p < .05

Una vez estimados satisfactoriamente los parámetros, el modelo debe ser diagnosticado. Para ello, se estiman las autocorrelaciones de los residuales del modelo

tentativo. Como se observa en la Figura 3, todas las autocorrelaciones de cualquier retardo se aproximan a cero. A fin de probar estadísticamente si las FAC siguen un proceso de ruido blanco, hemos calculado el estadístico Q de Ljung y Box (1978) que tiene una distribución de  $\chi^2$  con k-m grados de libertad, donde k es el retardo analizado y m es el número de parámetros estimados. Los valores Q calculados en la Figura 3 no son estadísticamente significativos a un nivel de .05. Por ejemplo, el valor Q para el retardo 6 es de 3.9, el cual no supera el valor  $\chi^2 = 7.8$  con 3 grados de libertad. Esto significa que los residuales del modelo tentativo siguen un proceso de ruido

blanco y que este modelo debe ser aceptado como plausible.

Por último, examinamos otros modelos ARIMA para verificar en qué medida variando los parámetros del modelo cambia la modelización de la serie. Ninguno de los modelos alternativos proporcionó un mejor ajuste que el propuesto.

Aplicando los pasos que se han seguido en la construcción del modelo para la variable "suicidio", se tiene que el modelo tentativo que mejor describe la variable "paro" toma la siguiente expresión matemática.

$$(1 - B)(1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2)(1 - \Phi_{13} B^{13})Y_t = (1 - \theta_1 B)(1 - \theta_{12} B^{12})a_t \tag{2}$$

**AUTOCORRELACIONES**

|         |      |      |     |      |      |     |      |      |      |      |      |      |
|---------|------|------|-----|------|------|-----|------|------|------|------|------|------|
| 1- 12   | -.03 | -.01 | .10 | 0.0  | -.04 | .17 | -.03 | -.06 | -.01 | -.03 | -.15 | -.07 |
| E. ST.  | .11  | .11  | .11 | .11  | .11  | .11 | .11  | .11  | .11  | .11  | .11  | .12  |
| L.-B. Q | .10  | .10  | .90 | .90  | 1.1  | 3.9 | 4.0  | 4.3  | 4.3  | 4.4  | 6.6  | 7.1  |
| 13- 24  | .09  | -.01 | .13 | -.07 | -.14 | .13 | -.07 | -.02 | -.02 | .06  | -.03 | -.01 |
| E. ST.  | .12  | .12  | .12 | .12  | .12  | .12 | .12  | .12  | .13  | .13  | .13  | .13  |
| L.-B. Q | 7.9  | 7.9  | 9.7 | 10.  | 13.  | 14. | 15.  | 15.  | 15.  | 15.  | 15.  | 15.  |

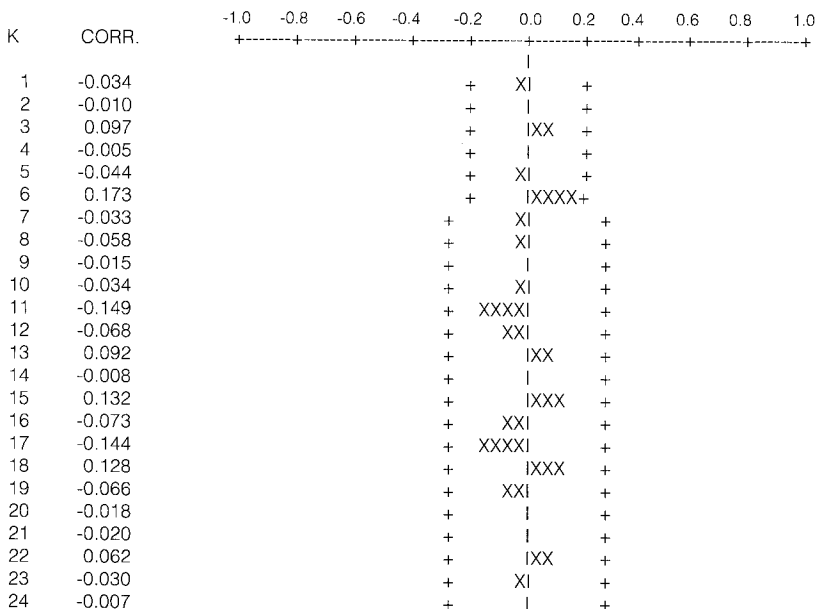


Figura 3. FACs de los residuales para la serie temporal suicidio.

donde  $\phi_1$  es un parámetro auto-regresivo de orden 1,  $\phi_2$  es un parámetro auto-regresivo de orden 2 y  $\Phi_{13}$  es un parámetro auto-regresivo estacional de orden 13. Los parámetros del modelo tentativo son significativos, aunque cabe reconocer que una estructura ARIMA como la identificada es poco frecuente en ciencias sociales.

$$\phi_1 = -.7155 \text{ (e.e. = .1347)}$$

estadístico t = -5.31, p < .05

$$\phi_2 = .3854 \text{ (e.e. = .1293)}$$

estadístico t = 2.98, p < .05

$$\Phi_{13} = .5351 \text{ (e.e. = .1056)}$$

estadístico t = 5.07, p < .05

$$\theta_1 = -.9325 \text{ (e.e. = .0699)}$$

estadístico t = -13.35, p < .05

$$\Theta_{12} = -.2619 \text{ (e.e. = .1142)}$$

estadístico t = -2.29

A continuación, se han calculado las autocorrelaciones de los residuales, así como el estadístico Q de Ljung y Box. Los resultados de este análisis demuestran que los residuales no son estadísticamente significativos y siguen un proceso de ruido blanco. Al contrastar nuestro modelo tentativo con otros modelos ARIMA, tampoco se observa que los modelos alternativos

| +K | FCCs | e. e |
|----|------|------|
| 1  | -.02 | .11  |
| 2  | .11  | .11  |
| 3  | -.26 | .11  |
| 4  | .17  | .12  |
| 5  | -.06 | .12  |
| 6  | .20  | .12  |
| 7  | .02  | .12  |
| 8  | .06  | .12  |
| 9  | -.27 | .12  |
| 10 | .06  | .12  |

Tabla 1. FCCs entre la serie temporal paro y la serie temporal suicidio.

presenten un mejor ajuste que el identificado anteriormente.

Por último, en la Tabla 1 presentamos las FCCs de los 10 primeros retardos positivos (+K), es decir la correlación entre la serie paro en el tiempo t,  $X_t$ , y la serie suicidio en el tiempo t+k,  $Y_{t+k}$ .

Se observa, en la tabla anterior, que hay un solo coeficiente significativo en el retardo 9 ( $r_{xy} = -.27$ ). Esto, también, puede verificarse en la Figura 4, en donde sólo aparece un pico en el referido retardo. Este patrón nos sugiere un modelo de transferencia con b=9 (lo cual significa que el nivel de la serie "X" en el punto del tiempo t influye en la serie "Y" en el tiempo t+9) y un parámetro  $\omega$  que nos indica el efecto, en una unidad, de la serie "X" sobre el valor de la serie "Y" para 9 retardos. Obsérvese que esta FT posee sólo un coeficiente  $\omega$  puesto que el correlograma de la Figura 4 sólo tiene un pico significativo y no hay ningún decaimiento exponencial. De acuerdo, pues con lo anterior, la FT toma la siguiente forma

$$V(B) = \omega(B)X_t \quad (3)$$

## DISCUSION

Desde una perspectiva estrictamente metodológica, que es el marco donde hemos ubicado este trabajo, se ha aplicado para el estudio de un fenómeno social en el que se tienen en cuenta simultáneamente dos variables de carácter temporal, la técnica de análisis basada en las series temporales bivARIABLES. En efecto, en la utilización de esta técnica cabe distinguir dos fases importantes. La primera consiste en la modelización por separado de cada una de las dos variables temporales (desempleo y suicidio), con objeto de descubrir la naturaleza del proceso temporal subyacente en ambas; mediante la identificación de un modelo ARIMA capaz de describir el me-

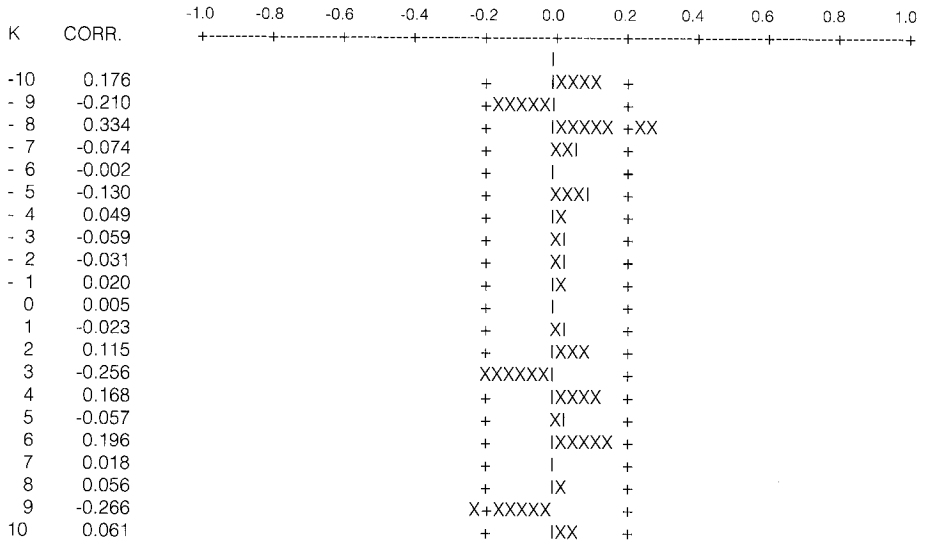


Figura 4. Correlograma de las correlaciones cruzadas.

canismo generador de las series. En segundo lugar, una vez filtradas las series, se calcula la FT entre la serie considerada como “input” o explicativa (desempleo) y la serie “output” o explicada (suicidio). Obsérvese que el modelo de FT lo que pretende es descubrir no sólo la fuerza de la conexión existente entre dos variables sino también el grado de retardo en producirse el impacto.

Aunque a partir de los datos de este trabajo se podría concluir la posible implicación del desempleo en el suicidio con un intervalo de tiempo de 9 meses (conclusión que se obtiene a partir de la FT expresada por la ecuación 3), advertimos, no obstante, que este resultado no debe interpretarse de una forma estricta, dado que el paro constituye un posible factor de incidencia en el suicidio y, tan sólo, se convierte en un indicador inicial para llevar a cabo futuras investigaciones. Asimismo, existen una serie de deficiencias que deberán tenerse en cuenta.

La principal limitación que tiene este estudio estriba en la omisión de algunas variables que influyen en el suicidio, tales como la pobreza, la educación y una multiplicidad de variables individuales y sociales. Por otro lado, los cambios que se producen en la estructura de la población podrían justificar muchas de las variaciones en las tasas de suicidios. Además, el problema de la calidad en la certificación de la causa de muerte es de gran importancia. Cabe tener en cuenta, también, que los datos publicados presentan un problema referente al límite inicial de la edad laboral. A partir de 1981 la población de menos de 16 años se excluye, por definición, de la población activa. En cambio, con anterioridad a 1981, las estadísticas incluyen como activos a la población de 14 y 15 años (Cervera, 1989).

En general, la realidad no queda adecuadamente reflejada en estos datos. Es importante destacar que la caracterización de los parados como “inscritos en una oficina de la INEM” excluye, de la población ob-



jeto de estudio, a aquéllos que pueden ser considerados como deprimidos, dada la imposibilidad percibida de encontrar trabajo, y que no han decidido inscribirse en una oficina de empleo. En cambio, muchos de los inscritos se hallan dentro de la economía sumergida, o bien sólo aspiran a los beneficios del seguro y no desean un trabajo o están poco disponibles.

También se observa un sesgo que proviene de tratar globalmente a los hombres y a las mujeres. Al evaluar el paro masculino y el femenino separadamente, aparecen diferencias considerables entre las reacciones de los hombres y las mujeres, como si la salud femenina fuese menos vulnerable a los efectos del paro (McAviney, 1983). Esto es debido a que el hombre se enfrenta con una vida profesional, política y social más amplia que la de la mujer y esto supone una mayor probabilidad de fracaso. Por lo tanto, el suicidio será una conducta más frecuente en los hombres, tal como

muestran las estadísticas (Instituto Nacional de Estadística, 1989). Pero, dada la participación cada vez más activa de la mujer en el mundo laboral, se produce una aproximación de los tradicionales roles masculino y femenino y, en consecuencia, estas diferencias tienden a disminuir. Tampoco han sido tratados por separado los diferentes grupos de edad, el estado civil y la profesión. Ello es debido a que no disponemos de datos distribuidos según estas variables. Cabe, pues, pensar en la existencia de un sesgo que proviene de tratar todas estas variables globalmente.

En posteriores estudios, deberán tenerse en cuenta estas limitaciones metodológicas, siempre y cuando los datos publicados, periódicamente, lo permitan. De este modo, se podría estudiar, de forma más extensa y gracias a la técnica estadística desarrollada en este trabajo, una de las problemáticas que ha centrado la atención en la psicopatología del desempleo.

## REFERENCIAS

- Arnau, J. (en prensa). *Análisis de series temporales y evaluación de impactos*. México: Limusa.
- Box, G. E. P. y Jenkins, G. M. (1970). *Time-series analysis: Forecasting and control*. San Francisco: Holden-Day.
- Box, G. E. P. y Tiao, G. C. (1965). A change in level of nonstationary time-series. *Biometrika*, 52, 181-192.
- Brenner, M. H. (1973). *Mental illness and the economy*. Cambridge: Harvard University Press.
- Brenner, M. H. (1979). Unemployment, economic growth and mortality. *The Lancet*, 24, 672.
- Cerbera, J. (1989). *Catalunya 77-78. Societat, economia, política, cultura. Un informe de la Fundació Jaume Bofill*. Barcelona: Edicions de la Magrana.
- Durkheim, E. (1976). *El suicidio*. Barcelona: Akal.
- Fagin, L. (1983). Unemployment: A psychiatric problem as well. *Lecture Notes Medical Informatics*, 21, 286-293.
- Frank, J. A. (1981). Economic change and mental health in an uncontaminated setting. *American Journal of Community Psychology*, 9, 395-410.
- García J. M. A. (1985). *Alteraciones psicológicas determinadas por la duración del desempleo*. Tesis Doctoral no publicada. Universidad de Granada.
- Gottman, J. M. (1981). *Time-series analysis*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Hagen, D. Q. (1983). The relationship between job loss and physical and mental illness. *Hospital and Community Psychiatry*, 34, 438-441.

- Instituto Nacional de Estadística. (1989). *Estadística del suicidio en España. 1988*. Madrid: Instituto Nacional de Estadística.
- Jones, S. C., Forster, D. P. y Hassanyeh, F. (1991). The role of unemployment in parasuicide. *Psychological Medicine* 21, 169-176.
- Kasl, S. V. (1982). Strategies of research on economic instability and health. *Psychological Medicine*, 12, 637-649.
- Lajer, M. (1982). Unemployment and hospitalization among bricklayers. *Scandinavian Journal of Social Medicine*, 10, 3-10.
- Ljung, G. M. y Box, G. E. P. (1978). On a measure of lack of fit in time series models. *Biometrika*, 65, 297.
- Martí Tusquets, J. L. y Tsiolakoglou, I. N. (1987). Incidencia de trastornos psicopatológicos en poblaciones de trabajadores en paro. *Revista de Psiquiatría de la Facultad de Medicina de Barcelona*, 14, 81-85.
- McAvinchey, I. (1983). Alguns problemes en la mesura de la interacció entre l'atur i la salut. En J.J. Artells y O. Ramis (Eds.), *Atur i salut*. Barcelona: Institut d'Estudis de la Salut.
- Ministerio de Economía y Comercio (1978-1985). *Anuarios Estadísticos*. Madrid: Instituto Nacional de Estadística.
- Platt, S. (1984). Unemployment and suicidal behavior: a review of the literature. *Social Science Medicine*, 19, 93-115.
- Platt, S. y Kreitman, N. (1985). Parasuicide and unemployment among men in Edinburgh 1968-82. *Psychological Medicine*, 15, 113-123.
- Pritchard, C. (1988). Suicide, unemployment and gender in the British Isles and European Economic Community (1974-1985): A hidden epidemic?. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 23, 85-89.
- Sainsbury, P. Jenkins, J. J. y Levey, A. (1979). The social correlates of suicide in Europe. En S. Hirsch y R. Farmer (Eds.), *The suicide syndrome*. London: Crom Helm.
- Trovato, F. (1987). A Longitudinal Analysis of Divorce and Suicide in Canada. *Journal of Marriage and the Family*, 49, 193-203.
- Wagstatt, A. (1985). Time series analysis of the relationship between unemployment and mortality: A survey of econometric critiques and replications of Brenner's studies. *Social Science and Medicine*, 21, 985-996.
- Warr, P. B. (1984). Reported behavior changes after job loss. *British Journal of Social Psychology*, 23 (3), 271-275.
- Wei, W. W. S. (1990). *Time series analysis. Univariate and multivariate methods*. Redwood City: Addison-Wesley.
- Yang, B. y Lester, D. (1990). Time-series analysis of American suicide rate. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 25, 274-275.