**Título: Desempleo y defunciones por trastornos mentales: una mirada regional a los efectos de la crisis.**

**Autores: Jesús Clemente, Angelina Lázaro y Antonio Montañés**

Universidad de Zaragoza

**Contribuciones de autoría**

Todos los autores han contribuido de forma proporcional y han participado en el proceso de discusión y esctritura del trabajo

**Financiación**

Los autores agradecen el apoyo financiero del Ministerio de Economía y Competitividad mediante el proyecto ECO2015-65967-R y del Gobierno de Aragón mediante el proyecto LMP113\_18.

**Conflictos de intereses**

Los autores expresan que no tienen ningún conflicto de interés

#### Resumen

**Objetivo**

Este artículo analiza la estabilidad de la relación entre las tasas de mortalidad por trastornos mentales y del comportamiento y la evolución del mercado laboral de España. De manera especial, nos interesa conocer el efecto de la Gran Recesión sobre esta relación.

**Método**

El estudio se basa en la metodología de Bai-Perron, que permite estimar de manera endógena tanto el número de rupturas como el periodo de tiempo en el que aparecen. Al aplicarla a la relación entre las anteriores variables, podemos determinar si la crisis ha modificado las pautas de comportamiento anteriores a la Gran Recesión.

**Resultados**

La relación entre la tasa de mortalidad por trastornos mentales y del comportamiento y el desempleo de larga duración no es estable en España. En especial, observamos la existencia de un cambio claramente relacionado con la Gran Recesión en la mayoría de las comunidades autónomas, aunque no en todas. El sentido de este cambio indica que el desempleo de larga duración tiene mayor influencia en la tasa de mortalidad analizada que en los periodos precedentes, por lo que para niveles similares del mismo, la tasa de mortalidad aumenta.

**Conclusión**

Las políticas de austeridad con las que se combatió la Gran Recesión han supuesto recortes que han condicionado el estado de la salud de la población española. El presente trabajo muestra como en mercado laboral incide sobre la mortalidad por enfermedades mentales de forma más negativa que lo hacía antes de 2008, corroborando el supuesto anterior.

**Palabras clave:**Tasas de mortalidad por trastornos mentales y del comportamiento; desempleo de larga duración; cambio estructural; Gran Recesión.

#### ABSTRACT

**Objetivo**

This article analyzes the stability of the relationship between mortality rates due to mental and behavioral disorders and the evolution of the labor market in Spain. In a special way, we are interested in knowing the effect of the Great Recession on this relationship.

**Método**

The study is based on the Bai-Perron methodology, which allows to estimate endogenously both the number of ruptures and the period of time in which they appear. When applied to the relationship between the previous variables, we can determine if the crisis has modified the patterns of behavior prior to the Great Recession.

**Resultados**

The relationship between the mortality rate due to mental and behavioral disorders and long-term unemployment is not stable in Spain. In particular, we observe the existence of a change clearly related to the Great Recession in most of the autonomous communities, although not in all of them. The meaning of this change indicates that long-term unemployment has a greater influence on the mortality rate analyzed than in the preceding periods, so that for similar levels, the mortality rate increases.

**Conclusión**

The austerity policies with which the Great Recession was fought have led to cuts that have conditioned the state of health of the Spanish population. This work shows how in the labor market it affects mortality from mental illness more negatively than it did before 2008, corroborating the previous assumption.

**Keywords: Mortality rates for mental and behavioral disorders; long-term unemployment; structural change; economic crisis.**

**1.- Introducción**

La reciente crisis que han experimentado la mayoría de las economías mundiales, también conocida como la Gran Recesión, ha renovado la ya existente preocupación internacional sobre el impacto que la evolución de la economía tiene sobre la salud de la población. Las políticas de austeridad con las que se ha combatido dicha crisis han podido generar efectos negativos sobre la salud de la población, sobre todo en colectivos especialmente vulnerables. Entonces, no resulta difícil asociar los periodos de recesión económica a un empeoramiento de la salud de la población, tal y como se deduce de los resultados presentados en diversos trabajos recientemente publicados1-9. Si si tenemos en cuenta las grandes dificultades económicas que han experimentado las familias a raíz de la reciente crisis, no es de extrañar que los ciudadanos hayan podido sentir de manera especialmente cruenta los efectos de la Gran Recesión.

Las razones que existen para vincular crisis económica y empeoramiento de la salud son varias, pero pasan todas ellas por el comportamiento del mercado laboral. El desempleo influye negativamente en la renta, con efectos negativos sobre las condiciones de vida de los individuos. Si este desempleo se prolonga en el tiempo y se convierte en lo que se conoce como desempleo de larga duración, el comportamiento de las personas puede verse afectado ya que el grado de ansiedad puede aumentar y puede acercar a quienes lo sufren hacia comportamientos abusivos respecto al alcohol, estupefacientes o al no tratamiento de enfermedades mentales. Por lo tanto, una de las consecuencias más directas de una crisis como la reciente es el incremento de los pacientes que sufren enfermedades asociadas con trastornos mentales, así como el empeoramiento súbito de la salud de aquellos que ya venían sufriendo este problema.

Los datos del Servicio Público de Empleo Estatal (SEPE) corroboran esta situación. Así, la tasa de cobertura de las prestaciones por desempleo ha pasado de casi el 80% en 2010 al 56% a finales del 2018. Esto indica que un amplio grupo de la sociedad, los parados de larga duración, están incorporando un problema adicional respecto a su renta disponible, agravándose su situación personal y, en consecuencia, su salud.

No obstante, el efecto de la crisis no ha tenido por qué ser el mismo ni en todos los países, ni, si nos ceñimos al caso español, en todas las comunidades autónomas españolas. Hay que tener en cuenta que la singularidad de los sistemas de bienestar y salud de cada país/región, así como la heterogeneidad en las respuestas a la recesión económica dada por cada una de las diferentes administraciones. Así, puede haber patrones mixtos que dependen de las políticas y respuestas adoptadas para hacer frente a la recesión. De ahí que parezca oportuno analizar la relación entre la evolución de las enfermedades mentales y el mercado laboral de largo plazo para las diversas regiones españolas. Pero, para evitar los problemas derivados del uso de datos de corte trasversal, comúnmente empleados en la literatura, parece apropiado usar datos de series temporales. Tienen la ventaja de que ofrecen una perspectiva dinámica de la evolución de ambas series y, además, añaden la visión de largo plazo que no existe en un análisis basado en datos de un solo año.

El objetivo de este artículo esa analizar el efecto de la Gran Recesión sobre la relación entre las tasas de mortalidad por trastornes mentales y del comportamiento y la evolución del ciclo económico. Para ello, usamos datos de series temporales para 17 comunidades autónomas españolas en un periodo que va desde 1980 hasta 2017. Se emplean para ello técnicas que permiten estimar de manera endógena tanto el número de rupturas estructurales como los periodos en los que éstas aparecen. A partir de la estimación de este tipo de relaciones, podemos analizar si el efecto de la evolución de la economía el sobre las tasas de mortalidad por trastornos mentales y del comportamiento ha cambiado con la Gran Recesión.

**2. Métodos**

**2.1. Base de datos**

La base de datos empleada contiene información acerca de 17 comunidades autónomas españolas, descartamos Ceuta y Melilla dadas sus evidentes peculiaridades, y cubre el periodo 1980-2017. Los datos de defunciones por trastornos mentales y del comportamiento se han obtenido a partir de CIE10 (V046-049) de la Estadística de defunciones según causa de la muerte, cifras publicadas por el Instituto Nacional de Estadística. Esta clasificación incorpora Trastornos mentales orgánicos, senil y presenil, Trastornos mentales debidos al uso de alcohol, Trastornos mentales debidos al uso de drogas (drogodependencia, toxicomanía), Otros trastornos mentales y del comportamiento. Los datos de población se han obtenido de la Estadística del Padrón continuo. Entonces, hemos calculado la tasa de mortalidad por 100.000 habitantes como cociente entre los datos de defunciones y de población (multiplicados por 100.000).

Como variable explicativa del comportamiento de esta tasa necesitamos una medida de la evolución de la economía española. Dentro de las diversas posibilidades que existen para ello, hemos optado por tomar el porcentaje que representan los desempleados de largo plazo sobre el total de desempleados, dada la estrecha relación existente entre este tipo de enfermedades y el mercado laboral. Esta variable tiene la ventaja adicional de que sus propiedades temporales (no integradas) permiten el uso de la metodología econométrica que presentaremos a continuación, algo que es más dudoso si se utiliza, por ejemplo, el producto interior bruto o la tasa de desempleo. Para Construir la variable explicativa, hemos obtenido los datos de la encuesta de población activa que publica el Instituto Nacional de Estadística.

Por último, debemos señalar que no disponemos de información desagregada por género para la tasa de parados de larga duración, por lo que no podemos desagregar el análisis entre hombres y mujeres como nos gustaría. Por tanto, tendremos que dar una visión global, en espera de que esta desagregación aparezca en el futuro y nos permita repetir el estudio desde una perspectiva de género.

**2.2. Detección de cambios estructurales**

Una vez seleccionadas las variables que vamos a usar en el estudio, el siguiente paso es determinar las técnicas econométricas que debemos emplear para conocer si la Gran Recesión ha tenido algún efecto sobre la relación entre la evolución de las tasas de mortalidad por trastornos mentales y del comportamiento y la de la economía española. Para ello, debemos analizar si existen cambios estructurales en la siguiente relación:

Tmit =  +  uit + eit,  i=1, …, 17, t= 1980, …, 2017 (1)

donde tm y u son, respectivamente, la tasa de mortalidad por trastornos mentales y del comportamiento y la proporción de parados de largo plazo sobre el total de parados. En ambos casos, las variables están calculadas para las 17 comunidades autónomas consideradas y la dimensión temporal la proporciona t. Finalmente, e es una perturbación aleatoria.

En la expresión anterior, los parámetros y  con constantes a lo largo de la muestra disponible, por lo que no existe cambio estructural. Sin embargo, nuestra hipótesis es que existen diversos cambios estructurales y, en concreto, uno de ellos está relacionado con la Gran Recesión. Para determinar la presencia de dichos cambios estructurales parece apropiado usar la metodología Bai-Perron10-13. Tiene la ventaja de permitir que los datos estimen tanto el número de rupturas como el periodo de tiempo en el que aparecen. Siguiendo a estos autores, los resultados que vamos analizan proceden de la estimación del siguiente modelo:

tmjt = ij + ij uit + eit , t= TBj-1, …, TBj, j=1, 2, …, m+1 (2)

donde TBj representa el periodo en el que sucede la ruptura, con TBo = 1, TBm+1 = T y j=1,.., m, siendo m el número de rupturas. Este valor lo hemos seleccionado endógenamente, mediante la minimización del estadístico SBIC14 para le estimación del modelo (2).

Para terminar, debemos destacar que el uso de la metodología Bai-Perron depende de las propiedades temporales de las variables incluidas en el modelo (2). Es requisito indispensable que éstas no sean integradas. Este requisito condiciona de gran manera las variables a utilizar. En el apéndice presentamos los resultados que prueban que las variables consideradas en el estudio cumplen los requisitos mencionados.

**3. Resultados**

La tabla 1 presenta las estimaciones de los parámetros y de los periodos de ruptura. Un primer resultado es que para todas las CC.AA. se rechaza la hipótesis nula de ausencia de rupturas, por lo que se confirma la falta de estabilidad en la relación que estamos analizando.

Si nos centramos en el efecto de la Gran Recesión, vemos que en 13 comunidades autónomas aparece un cambio estructural a partir del año 2007, lo que hace sencillo asociar dicho cambio con el efecto de la crisis. Además, este cambio supone mayoritariamente un incremento del valor estimado del parámetro . Esto nos conduce a afirmar que la Gran Recesión claramente ha supuesto cambio en la relación entre la tasa de mortalidad por trastornos mentales y del comportamiento y la tasa de desempleo a largo plazo, en el sentido de que incrementos en el porcentaje de la tasa de desempleo de largo plazo sobre el total de la misma implican mayores incrementos en la tasa de mortalidad que los observados en el periodo previo a la crisis. Por tanto, los movimientos del mercado laboral se trasmiten de forma más intensa a las tasas de mortalidad.

Las excepciones a este resultado son Castilla-La Mancha, Cataluña, Extremadura y Murcia no se evidencia cambios estructurales asociados a la Gran Recesión. Sí que aparecen cambios en otros periodos, pero no hay evidencia de cambio asociado a la reciente crisis. Por último, debemos señalar que en Baleares sí que existe cambio asociado a la Gran Recesión, pero afecta de un modo diferente, por cuanto el valor estimado del parámetro z incrementa notablemente, mientras que la estimación del parámetro  es significativamente menor a la observada antes de la crisis.

**4.- Discusión**

Este trabajo nos ha permitido demostrar que la relación entre las tasas de mortalidad por trastornos mentales y del comportamiento y el ciclo de la economía española, medido mediante la evolución del mercado laboral, no es estable. El uso de estadísticos que determinan endógenamente tanto el número de rupturas como el periodo en el que aparecen nos permite concluir que la relación entre ambas variables es no lineal para todas las comunidades autónomas analizadas. Si nos centramos en el efecto de la Gran Recesión sobre esta relación, vemos que ésta ha alterado dicha relación de forma mayoritaria, pero no de manera unánime. Es cierto que para 13 de las 17 comunidades autónomas aparece una ruptura en el periodo relacionado con la Gran Recesión, pero esto no ocurre en 4 de ellas.

Si analizamos cómo ha afectado la crisis y las subsecuentes políticas de austeridad que se adoptaron para paliar los efectos de la misma, vemos que el parámetro que mide la respuesta de las tasas de mortalidad de trastornos mentales y del comportamiento ante cambios del mercado laboral ha aumentado con respeto a su valor en el periodo inmediatamente anterior. Por tanto, se concluye que tras la Gran Recesión el incremento del porcentaje la tasa de paro de largo plazo sobre la tasa de paro total ha supuesto incrementos significativamente más elevados en la tasa de mortalidad por trastornos mentales y del comportamiento.

Existen diversas razones que permiten justificar este resultado. Desde el punto de vista de las políticas relacionadas con el mercado laboral, hay que recordar que se han producido recientemente recortes que ha supuesto una menor cobertura de la prestación por desempleo. Como consecuencia, la renta de las familias se ha resentido y ha elevado la preocupación de los individuos, con el consiguiente aumento de este tipo de enfermedades.

De forma similar, y ahora desde el prisma que ofrecen las políticas sanitarias, las políticas de austeridad han supuesto que sea más difícil realizar el pertinente seguimiento que requiere este tipo de enfermedades. A esto se le puede unir el menor uso de los fármacos paliativos que se deriva del incremento de los precios, por motivo de la imposición de un copago por ciertos productos, añadido a la bajada de rentas anteriormente mencionadas. Por último, no debemos desdeñar la existencia de cierto efecto contagio.

 La combinación de todos estos efectos supone un cóctel que nos lleva a un aumento en de este tipo de enfermedades y, desgraciadamente, vemos que también a un aumento de la tasa de mortalidad a consecuencia de las mismas.

Antes de terminar, nos gustaría manifestar que la voluntad de los autores era y es la de desagregar el estudio en función del género de los individuos. Con la información disponible, se puede construir la tasa de mortalidad por trastornos mentales y del comportamiento para hombres y mujeres. Sin embargo, no disponemos de información desagregada para el caso de las tasas de desempleo de largo plazo para las comunidades autónomas españolas. Por tanto, no es posible realizar la mencionada desagregación. No obstante, debemos también reconocer que el uso de otras variables relacionadas con el ciclo económico, basadas probablemente en el producto interior bruto, no necesitarían esta desagregación y es posible que nos permitieran dar una perspectiva de género. Dejamos para futuros proyectos el hecho de profundizar en esta línea, si bien debemos dejar constancia de que el uso de estas nuevas variables explicativas dificultaría el uso de la metodología empleada aquí, por cuanto depende en gran medida de las propiedades temporales de las mismas.

Para terminar, la conclusión principal a la que hemos llegado en este estudio es que la Gran Recesión, y las políticas de austeridad puestas en funcionamiento como consecuencia de ella, han influido de forma negativa en la salud de los españoles.

Apéndice

A.1.- Contrastes de raíz unitaria

La metodología Bai-Perron solo es aplicable para variables que no son integradas. Por tanto, previo a la estimación del modelo (2) es indispensable estudiar las propiedades temporales de las variables mediante el uso de contrastes de raíz unitaria. El más popular es el estadístico de Dickey-Fuller aumentado15, pero debemos tener en cuenta que no es apropiado su uso si las variables presentan cambios en los elementos deterministas16. Para paliar este problema existen distintos métodos en la literatura. El que vamos a usar aquí es el siguiente17. Supongamos que queremos estudiar las propiedades de la variable yt que asumimos viene generada por el siguiente modelo:

$y\_{t}=d\_{t}+u\_{t}$

$$u\_{t}=α u\_{t-1}+v\_{t}        t=0,...,T $$

donde $d\_{t}$ recoge los elementos determinsitas incluyendo cambios en la tendencia y en la contante. Posteriormente se obtiene el pseudo t-ratio para contrastar la hipótesis nula bo=0 en el siguiente modelo.

$Δ\tilde{y}\_{t}= b\_{0} \tilde{y}\_{t-1}+\sum\_{j=1}^{k}b\_{j}Δ\tilde{y}\_{t-j}+e\_{tk}$

donde $\tilde{y}\_{t}$ es la variable a la que se le han eliminado los elementos deterministas.

Una vez descrito el método, en las tablas A1 y A2 se presentan los resultados para la tasa de mortalidad por trastornos mentales y del comportamiento y para el porcentaje de parados de larga duración sobre el total de la tasa de desempleo.

Los resultados son claros en ambos casos, y se ha marcado en negrita cuando los contrates rechazan la presencia de una raíz unitaria con lo que se encuentra evidencia de que son no integradas.

En el caso de la tasa de defunción se observa que con dos rupturas en número de rechazos en de 12 comunidades auntónomas, y si se consideran tres este rechazo se produce para todas ellas. En consecuencia podemos afirmar que esta variable es estacionaria alrededor de una tendencia segmentada.

Algo similar sucede cuando se considera la variable que mide la evolución del mercado laboral. En este caso el número de rupturas que debemos incluir en el modelo es superior. Así, con cuatro cambios se rechaza la raíz unitaria de la variable en 9 CC.AA., cifra que aumenta a 16 cuando se incorpora la quinta ruptura.

El único caso distinto es el de Cataluña, región para la que no se rechaza la hipótesis de raíz unitaria, con lo que los resultados obtenidos en el apartado siguiente deben interpretarse con cautela. En todo caso, debemos tener en cuenta que la variable definida es el cociente de dos variables acotadas y, por tanto, es poco probable que tenga una varianza infinita. Como consecuencia, es muy cuestionable que se pudiera considerar como variable integrada desde el punto de vista teórico y es más sencilla su interpretación como variable no integrada.

**Bibliografía**

 [1] Frasquilho, D., Matos, M. G., Salonna, F., Guerreiro, D., Storti, C. C., Gaspar, T., & Caldas-de-Almeida, J. M. (2015). Mental health outcomes in times of economic recession: a systematic literature review. BMC public health, 16(1), 115.

[2] Martin-Carrasco, M., Evans-Lacko, S., Dom, G., Christodoulou, N. G., Samochowiec, J., González-Fraile, E., ... & Wasserman, D. (2016). EPA guidance on mental health and economic crises in Europe. European archives of psychiatry and clinical neuroscience, 266(2), 89-124.

[3] Parmar, D., Stavropoulou, C., & Ioannidis, J. P. (2016). Health outcomes during the 2008 financial crisis in Europe: systematic literature review. Bmj, 354, i4588.

[4] Breuer, C. (2015): “Unemployment and suicide mortality: evidence from regional panel data in Europe”, Health Economics, 24, pp. 936-950

[5] Ferreira, E. R., Monteiro, J. D., & Pires Manso, J. R. (2019). “Death by economic crisis”: Suicide and self-inflicted injury in the european union (EU15) during the worst of times. Society and Economy, 41(1), 145-164. doi:10.1556/204.2019.41.1.9

[6] Liu, D. C. (2017). The discouraged worker and suicide in the United States. Social indicators research, 134(2), 771-787.

[7] Mattei, G., & Pistoresi, B. (2019). Unemployment and suicide in Italy: evidence of a long-run association mitigated by public unemployment spending. The European Journal of Health Economics, 20(4), 569-577.

[8] Oliva Moreno, J; Peña Longobardo, L.; González López-Varcárcel; B.; Urbanos Garrido; R.; Barber Pérez, P.; Zozaya González; N. (2018) “Crisis económica y salud en España”, Informes, estudios e investigación Ministerio de Sanidad, Consumo y Bienestar.

[9] Rivera, B., Casal, B., & Currais, L. (2017). Crisis, suicide and labour productivity losses in Spain. The European Journal of Health Economics, 18(1), 83-96.

[10] Bai, J., & Perron, P. (1998). Estimating and testing linear models with multiple structural changes. Econometrica, 47-78.

[11] Bai, J., & Perron, P. (2003). Computation and analysis of multiple structural change models. Journal of applied econometrics, 18(1), 1-22.

[12] Bai, J., & Perron, P. (2003). Critical values for multiple structural change tests. The Econometrics Journal, 6(1), 72-78.

[13] Bai, J., & Perron, P. (2006). Multiple structural change models: a simulation analysis. Econometric theory and practice: Frontiers of analysis and applied research, 212-237.

[14] Schwarz, G. (1978). Estimating the dimension of a model. The annals of statistics, 6(2), 461-464.

[15] Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. Journal of the American statistical association, 74(366a), 427-431.

[16] Perron, P. (1989). The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. Econometrica: Journal of the Econometric Society, 1361-1401.

[17] Carrion-i-Silvestre, J. L., Kim, D., & Perron, P. (2009). GLS-based unit root tests with multiple structural breaks under both the null and the alternative hypotheses. Econometric theory, 25(6), 1754-1792.