

VECINDAD Y DESCENTRALIZACIÓN: UNA APLICACIÓN AL CASO DE LAS TASAS DE DESEMPLEO REGIONALES EN ESPAÑA (*)

Jesús MUR

Ana M. ANGULO

Universidad de Zaragoza

Resumen

En este trabajo se analiza las tasas de desempleo regionales en España, considerando el PIB regional y los salarios como variables de control. Se analiza el período temporal 1980, primer trimestre, a 2013, cuarto trimestre, caracterizado por un alto grado de descentralización. Se contrasta la estabilidad en el tiempo de la matriz de pesos espaciales (W) utilizando los contrastes de Bai *et al.* (2009) y Schott (2007). Tras alcanzar evidencia acerca de un cambio significativo en el período 2000-2002, se estiman las dos matrices W resultantes siguiendo la propuesta de Bhattacharjee y Jensen-Butler (2013). Los resultados señalan los siguientes efectos de la descentralización: i) las relaciones regionales se han incrementado; y ii) el grupo de regiones con una influencia positiva sobre las demás regiones se ha trasladado hacia el eje Mediterráneo desde las regiones centrales.

Palabras clave: descentralización regional, matriz de ponderaciones, desempleo, rupturas.

Abstract

In this paper we analyze regional unemployment rates in Spain, considering regional GDP and wages as control variables. We analyze the time period 1980, first quarter, to 2013, fourth quarter, characterized by a high degree of decentralization. The time stability of the spatial weights (W) matrix is tested using the statistical tests of Bai *et al.* (2009), and Schott (2007). After obtaining evidence of a significant change in the period 2000-2002, the two resulting W matrices are estimated following the proposal of Bhattacharjee and Jensen-Butler (2013). The results indicate the following effects of decentralization: (i) regional relations have increased; and (ii) the group of regions with a positive influence on the other regions has moved towards the Mediterranean axis from the central regions.

Key words: regional decentralization, weighting matrix, unemployment, breaks.

JEL classification: C23, R15.

I. INTRODUCCIÓN

EL tema del desempleo regional merece atención especial. En primer lugar, las disparidades regionales son, al menos, tan elevadas como el diferencial de desempleo entre países (Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico, OCDE, 2000). En segundo lugar, los diferenciales regionales en desempleo reflejan ineficiencia, ya que pueden reducir el producto interior bruto (PIB) y presionar al alza la inflación (Taylor, 1996). Además, existe un amplio consenso en el hecho de que la misma tasa de desempleo a nivel nacional puede tener diferentes repercusiones sociales dependiendo de la distribución de las tasas de desempleo a nivel regional.

De acuerdo con el planteamiento anterior, la evolución del desempleo español ha sido foco de investigación durante mucho tiempo. La dimensión dinámica y espacial del problema se caracteriza por su persistencia y por diferencias notables entre las regiones (p. ej., López-Bazo *et al.*, 2005). Ambas dimensiones se han analizado en el contexto de mo-

delos de datos panel espacial. La dinámica capta la inercia subyacente al nivel de desempleo mientras que el ámbito espacial recoge las interacciones entre las unidades de corte transversales. En relación con este último punto, la práctica habitual para la captura de interacción en el espacio exige la definición de la matriz de pesos espaciales, W . La matriz W pretende describir la disposición espacial de los datos y generalmente se determina, *a priori*, por criterios simples: contigüidad; los k vecinos más próximos o, a través de funciones basadas en la distancia. Muy a menudo el mismo análisis introduce varias matrices W para verificar la robustez en los resultados; sin embargo, cada una de estas matrices W incluye valores constantes durante todo período de tiempo considerado. La constancia de la matriz W es un tema no cuestionable en el caso de modelos de datos de corte transversal, pero definitivamente es una hipótesis muy discutible en el contexto del modelo de datos panel espacial. Es decir, en general, en el contexto de datos panel con una dimensión de tiempo larga (T grande), parece muy exigente asumir la constancia en la conectividad entre las regiones. Algunos ejemplos donde este aspecto se puede cuestionar, sin

intención de ser exhaustivos, son por ejemplo: acontecimientos políticos domésticos (como los cambios en el grado de control local sobre los impuestos, o un referéndum de independencia regional), desarrollo económico (como la mejora de las conexiones de transporte público) o un movimiento internacional más amplio reflejado en la disminución o supresión de las barreras al comercio (1).

En este trabajo, prestamos atención a la evolución del desempleo regional español desde el año 1980 hasta el 2013. En este período, se espera encontrar cambios en la conectividad regional debido a los importantes cambios políticos ocurridos. La dictadura de Franco terminó en los años setenta (Franco murió en 1975, 20 de noviembre, y la Constitución fue votada en 1978, el 6 de diciembre). A continuación, el país emprendió un proceso de rápida transición desde un sistema altamente centralizado en casi todas las facetas de la vida pública (economía, política, cultura, etc.) a una estructura cuasifederal con 17 regiones, comunidades autónomas (en adelante CC. AA.). El «estado autónomo» se completa formalmente en 1983, año en el que se celebran las elecciones regionales en 13 comunidades y se aprueba finalmente la Ley Orgánica de Armonización del Proceso Autonómico, conocida como LOAPA, que rige el proceso de descentralización. Desde entonces, el peso de las regiones ha aumentado sistemáticamente a expensas del Estado central.

El proceso de descentralización incluyó una «fuente propia» de ingresos para los gobiernos subcentrales y también acuerdos de reparto de impuestos entre las regiones y el Gobierno central. Al final del proceso, en los últimos años noventa, las regiones disponen de un alto control sobre las tasas impositivas y una gran capacidad legislativa en diferentes áreas tales como educación (transferida entre 1995 y 1999), salud pública (transferida casi totalmente en el año 2002), los mercados de trabajo y de consumo, la actividad comercial, etcétera. Actualmente, los gobiernos regionales son responsables de 40 por 100, aproximadamente, del total del gasto público y de más del 50 por 100 del empleo gubernamental.

Nuestra hipótesis de trabajo es que, después de esta cadena de cambios sufridos por la economía española en los últimos cuarenta años, es difícil mantener el supuesto de estabilidad, y ello incluye a la interacción entre los agentes. Por tanto, en este trabajo proponemos el uso de dos pruebas, definidas en Bai *et al.*, (2009) y Schott (2007), para comprobar si existe una ruptura significativa en W a lo largo del

período considerado. Más tarde, en una segunda etapa, se estiman las matrices W requeridas (únicas, en caso de no ruptura, o varias, en el caso de rupturas significativas) siguiendo a Bhattacharjee y Jensen-Butler (2013).

Las ventajas del procedimiento propuesto son claras. En primer lugar, en caso de que se detecten rupturas estructurales, el procedimiento nos permite estimar los puntos concretos de ruptura. En segundo lugar, es posible evaluar todos los elementos de las matrices W (solo una si no hay ninguna ruptura o varias en caso de existir rupturas). Estos resultados nos informarán sobre el patrón y la fuerza de la conectividad entre regiones. En otras palabras, en lugar de definir solo una matriz W , *a priori*, el procedimiento estima las matrices W que resultan significativamente diferentes a partir de los datos. Por último, las diferencias en los pesos entre períodos proporcionan información sobre las consecuencias de las rupturas en la conectividad entre las regiones (en nuestro caso, información sobre la consecuencia de la descentralización sobre las relaciones entre las regiones españolas).

El presente artículo se estructura como sigue. La segunda sección se dedica al análisis del estado actual de la literatura referida al análisis espacio-temporal del desempleo. La tercera sección describe la estructura y evolución de desempleo regional español. En la cuarta sección, se describen las principales cuestiones relativas a la naturaleza, contrastes de ruptura y estimación de las matrices W . La quinta sección detalla los resultados obtenidos para nuestro caso de estudio. Por último, la sexta sección presenta las principales conclusiones.

II. MODELOS ESPACIO-TEMPORALES PARA EL ANÁLISIS DEL DESEMPLEO

Las tasas de desempleo regional se determinan por factores regionales y nacionales (Zeilstra y Elhorst, 2014). Entre los primeros, podemos citar la composición regional de la fuerza de trabajo o la estructura regional del mercado laboral. Entre los factores nacionales se encuentran las instituciones del mercado de trabajo nacional (tales como el nivel de centralización de la negociación salarial), el fomento del empleo y el sistema de protección social. Sin embargo, al analizar las regiones dentro de un único país, como en nuestro caso, no es posible cuantificar los factores nacionales. En consecuencia, en general, las disparidades en el desempleo se han interpretado como resultado de la baja movilidad

laboral interregional o de las diferencias regionales en el mercado de trabajo, en lo relativo a la composición sectorial del empleo, características regionales de los trabajadores desempleados, etc. Sin embargo, estos elementos, aunque relevantes, no pueden explicar por sí solos las disparidades del desempleo regional.

Según Marston (1985), la existencia de disparidades del desempleo regional puede reflejar tanto un *equilibrio* como un *desequilibrio*. Por un lado, el *equilibrio* se entiende como reflejo de las disparidades en tasas naturales de desempleo de las regiones (las cuales vienen determinadas por variables que evolucionan continuamente en el tiempo, tales como la propia demanda y oferta así como variables propiamente institucionales). Por otro lado, el enfoque de *desequilibrio* sostiene que las disparidades existen porque los mercados de trabajo regionales se ajustan de forma diferente a *shocks* comunes, dando lugar a un efecto de polarización.

La perspectiva neoclásica apoya la existencia de un equilibrio competitivo de las regiones, donde la tasa de desempleo se estabilice. En este sentido, Blanchard y Katz (1992) muestran que las disparidades en el desempleo regional de Estados Unidos no son persistentes debido a la alta movilidad laboral y empresarial. Los trabajadores se mueven desde las regiones con un alto nivel de desempleo hacia las de bajo nivel en busca de mejores perspectivas, mientras que las empresas se mueven a regiones de alto desempleo para beneficiarse de menores costes laborales. Es decir, en el corto plazo, las disparidades regionales pueden reflejar las rigideces del mercado o las restricciones de movilidad, las cuales deberían desaparecer en el largo plazo. El proceso de ajuste será más rápido o más lento dependiendo de circunstancias regionales que pueden persistir durante mucho tiempo. Sin embargo, este enfoque también tiene problemas. Bartik (1993) y Rowthorn y Glyn (2006) muestran que los resultados de Blanchard y Katz están fuertemente influenciados por el sesgo de muestra pequeña al disponer de series temporales cortas, y de errores de medición elevados. Después de corregir estos sesgos, no se encuentra evidencia a favor de la existencia de un mercado de trabajo regional altamente flexible en los Estados Unidos.

Partridge y Rickman (1997) fusionan ambos enfoques combinando factores de desequilibrio (por ejemplo, crecimiento económico, tecnología) y mecanismos de equilibrio, (por ejemplo, la composición industrial, salarios) con las tendencias demográficas, ventajas de localización e institucionales. Estiman las diferencias en la tasa natural de

desempleo regional con respecto a la nacional y encuentran diferencias importantes y persistentes en las tasas regionales debido, principalmente, a diferencias en ventajas regionales, tasas de delincuencia, políticas de educación y mercado de la vivienda.

Un resumen integrador de la literatura aplicada sobre diferenciales de desempleo regional se puede encontrar en Elhorst (2003). En él se distinguen cuatro tipos de modelos: uniecuacionales, implícito, de identidad contable y de ecuaciones simultáneas con interacciones. Además, las variables explicativas del desempleo regional se clasifican entre variables predeterminadas y estrictamente exógenas. Entre las primeras, se citan las siguientes: cambio natural, participación, desplazamientos diarios por trabajo, salarios, empleo y producto regional bruto. Entre las variables estrictamente exógenas se encuentran el mercado potencial, la composición industrial, las barreras económicas y sociales, el nivel educativo de la población, así como el retardo espacio-temporal del desempleo. Con respecto a este último punto, Elhorst (2003) señala que las tasas de desempleo regional están altamente correlacionadas en el tiempo y en el espacio, ya que cambian, generalmente, de manera gradual y, a menudo, en la misma dirección sobre todo en el espacio. En este sentido, recomienda comenzar con un modelo general que combine la dinámica espacial y temporal de modo que: i) se modeliza la serie temporal a partir de un modelo de autocorrelación serial de primer orden (Hendry, 1995; Hendry y Mizon, 1978; Mizon, 1995); ii) análogamente para la dimensión espacial, se recurre a la técnica de la regresión espacial propuesta por Anselin (1988). En consecuencia, Elhorst (2003) señala que «la estimación de una ecuación de tasa de desempleo regional en base a una sección transversal de datos temporales que no tenga en cuenta los efectos dinámicos espaciales y seriales, o no compruebe la ausencia de autocorrelación espacial o serial, puede padecer de serios problemas de especificación». Hecha esta salvedad de corte metodológico, debe indicarse que hay tres factores ampliamente utilizados en la literatura aplicada sobre desempleo: 1) la oferta de mano de obra (la mayor parte de las veces se ha aproximado a través del PIB); 2) la demanda de mano de obra; y 3) los factores de ajuste salarial.

Referido al caso de España, Bande y Karanassou (2013) concluyen acerca de la superioridad de la teoría de la reacción en cadena (TRC) sobre la teoría de la tasa natural de desempleo (TND). La TRC se apoya en sistemas multiecuacionales dinámicos. De hecho, se estima cada ecuación de reacción al cambio

laboral a través de un enfoque de retardos distribuido autorregresivo (ARDL).

En relación con el aspecto espacial, Patacchini y Zenou (2007) sostienen que una característica, a menudo descuidada en los estudios empíricos de desempleo regional, es la posible existencia de dependencia transversal. «El grado de interdependencia entre los mercados regionales es típicamente muy alto, pero solo unos pocos estudios han analizado los posibles vínculos entre regiones vecinas. Esta limitada literatura (p. ej., Molho, 1995; Burda y Profit, 1996; Petrongolo y Wasmer, 1999; Burgess y Profit, 2001; Overman y Puga, 2002; Niebuhr, 2003) señala la existencia de una dependencia espacial en las tasas de desempleo, pero los mecanismos que provocan tal patrón no han sido claramente identificados.»

La dependencia espacial en las tasas de desempleo puede originarse por errores de medida o por aspectos de comportamiento. En el primer caso, los trabajadores buscan empleo únicamente en su respectivo mercado de trabajo local, el cual no coincide con las unidades administrativas utilizadas para la cuantificación del desempleo (CC. AA. en nuestro caso). En el segundo caso, la dependencia espacial se genera debido a que los trabajadores buscan empleo en diferentes mercados de trabajo. Otra cuestión se refiere a cómo los escasos análisis empíricos existentes introducen la dependencia espacial. En este sentido, como sostiene López (2013), la mayoría de los modelos de regresión espacial introducen la dependencia utilizando solamente una matriz de pesos espaciales, W , asociada a un único parámetro ρ , que determina la intensidad y signo de la dependencia. López (2013) afirma que «tales modelos introducen especificaciones muy simples para capturar complejos mecanismos de interacción espacial entre observaciones». Otros ejemplos que abogan por la introducción de pesos múltiples en la especificación del modelo son: Hople (1995), Bell y Bocksteal (2000), Bordignon *et al.*, (2003), Lacombe (2004), Allers y Elhorst (2005), McMillen *et al.* (2007), Ward y Gleditsch (2008), Mur *et al.* (2008, 2010), Dall'Erba *et al.* (2008), Elhorst y Fréret (2009), Gérard *et al.* (2010), Lee y Liu (2010) y Badinger y Egger (2011). Sin embargo, el propósito de las propuestas anteriores es capturar diferencias en dependencias espaciales dentro de la dimensión transversal de los datos y no en la dimensión temporal (como en nuestra propuesta actual). Por ejemplo, Mur *et al.* (2008, 2010) proponen diferenciar el nivel de dependencia existente entre las regiones de Europa

central frente al existente entre las regiones periféricas, a partir del análisis del PIB per cápita. En los trabajos citados se encuentran diferentes estructuras de pesos, pero en ambos casos se asume que son estables en el tiempo.

En este artículo se cuestiona la estabilidad en el tiempo de la matriz de pesos espaciales W aplicada al análisis del desempleo regional español.

La literatura que analiza el efecto de la descentralización sobre el crecimiento económico, la inversión o, en general, el desarrollo también es muy extensa. Los resultados corroboran la hipótesis de que la descentralización mejora el crecimiento económico (Stansel, 2005; o Lin y Liu, 2000, en el caso de China). Como explica Oates (1993) este resultado es debido al hecho de que la «descentralización fiscal mejora la eficiencia económica: la provisión de los productos atendiendo a gustos y circunstancias locales reporta mayores niveles de bienestar social que una provisión centralizada y uniforme». En relación con el efecto de la descentralización de la inversión en 20 países europeos, Kappeler *et al.* (2013) concluyen que esa medida incrementa la inversión pública en infraestructuras, mientras que la redistribución no se ve afectada significativamente. Análogamente, Esteller y Solé (2005) encuentran que la descentralización, en el caso de España (a nivel NUTS-3), mejora la capacidad de la inversión pública orientada a infraestructuras capaces de mejorar el *output* regional vía reducción en costes. En consecuencia, sin duda, es muy probable que un proceso de descentralización provoque una importante ruptura estructural en la economía.

Además de las rupturas, es probable que los cambios ocasionados por la descentralización sean heterogéneos entre las regiones. En este sentido, por ejemplo, Rowland (2001) concluye que la población es un determinante principal de los resultados cuando afirma: «los efectos de las políticas de descentralización sobre municipios pequeños difieren de los efectos más conocidos generados sobre áreas urbanas, y estas diferencias, a su vez, alteran los resultados de las políticas de descentralización en ámbitos locales». En consecuencia, nuestros argumentos para el contraste de una posible ruptura en la matriz de pesos espaciales a lo largo del período 1980, primer trimestre, a 2013, cuarto trimestre son claras. Por un lado, la intensidad de la dependencia espacial entre regiones centralizadas o descentralizadas puede ser significativamente diferente. Además, las diferencias regionales resultado de la descentralización son capaces de provocar cambios en el patrón de conectividad entre las

regiones. Uno de los objetivos de este trabajo es contrastar tal hipótesis.

III. EL DESEMPLEO REGIONAL EN ESPAÑA

La evolución del empleo en España ha sido ampliamente estudiada (Blanchard y Jimeno, 1995; Dolado y Jimeno, 1997; Marimon y Zilibotti, 1998). Como se muestra en el gráfico 1, al principio de la década de los ochenta la tasa de desempleo rondaba el 10 por 100. Sin embargo, en cinco años se duplicó, por lo que en el primer trimestre de 1985 (1985T1) más de 20 de cada 100 trabajadores estaban desempleados. A continuación hasta fines de 1991, sigue un período de crecimiento y, la tasa de desempleo nacional se reduce ligeramente, situándose en torno al 17 por 100. El siguiente período de depresión, hasta el cuarto trimestre de 1995 (1995T4), aumentó la tasa de desempleo, aproximadamente, en tres puntos, hacia niveles similares a los de 1985. A continuación, se produce una larga expansión, hasta 2008, en la que la tasa de desempleo se redujo a menos del 10 por 100. Finalmente, después de 2008, la tasa de desempleo aumenta rápidamente debido a la crisis económica global, alcanzando una tasa de desempleo del 26 por 100 a finales de 2013.

Sin embargo, detrás de las anteriores tasas de desempleo nacional, cuando se analiza la dimensión espacial, podemos encontrar notables diferencias entre las regiones. El gráfico 2 muestra la evolución de las tasas de desempleo en las diecisiete CC. AA., mientras que el gráfico 3 muestra la evolución de la desviación estándar de dichos datos regionales, así como la evolución de las tasas de desempleo mínimo, máximo y promedio (2).

Como muestran esos gráficos, una característica distintiva de la economía española, además del alto nivel de desempleo, viene dada por las notables y persistentes diferencias regionales. Las diferencias promedio entre la tasa de desempleo regional máxima y mínima a lo largo del período 1980 a 2013 es de alrededor de 16 puntos; los valores más extremos corresponden a 1995T3, con una diferencia de 23,29 puntos (la tasa de desempleo mínima era del 11,54 por 100 en Navarra, mientras que el valor máximo fue de 34,83 por 100 correspondiente a Andalucía). En la literatura podemos encontrar un fuerte consenso con respecto a estos dos aspectos (ver, por ejemplo, López-Bazo *et al.*, 2005; Bande y Karanassou, 2013).

Por último, el gráfico 4 muestra la distribución espacial de desempleo (con una clasificación en

GRÁFICO 1
EVOLUCIÓN DE LA TASA DE DESEMPLEO NACIONAL (%)

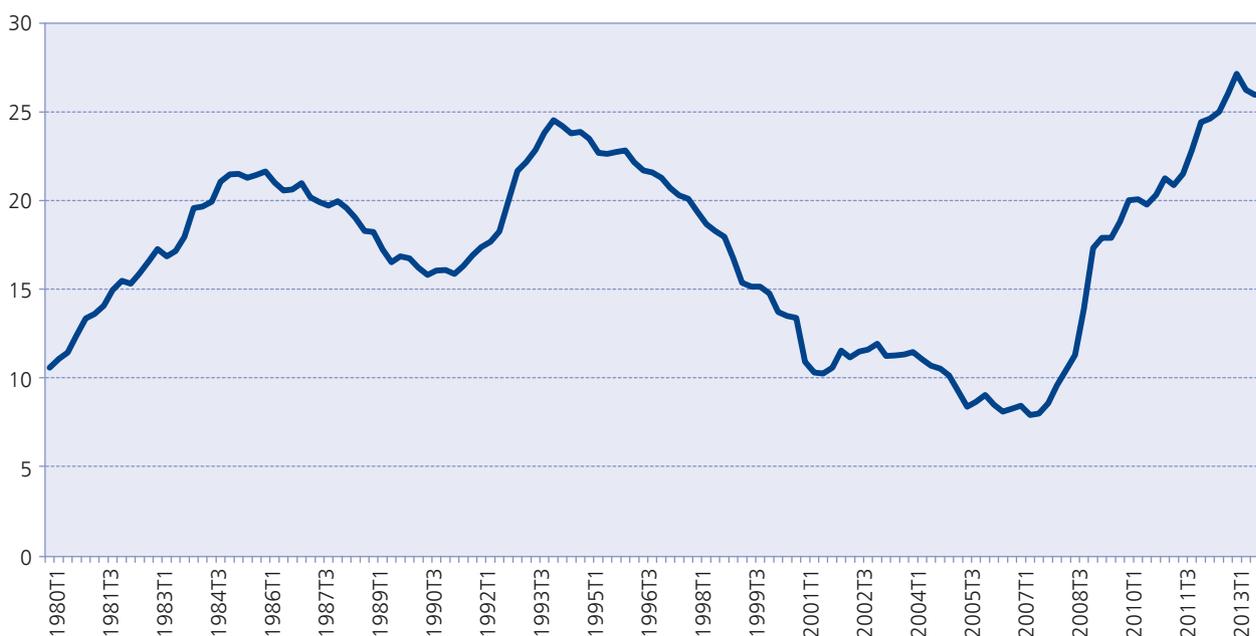


GRÁFICO 2
EVOLUCIÓN DE LA TASA DE DESEMPLEO REGIONAL (%)

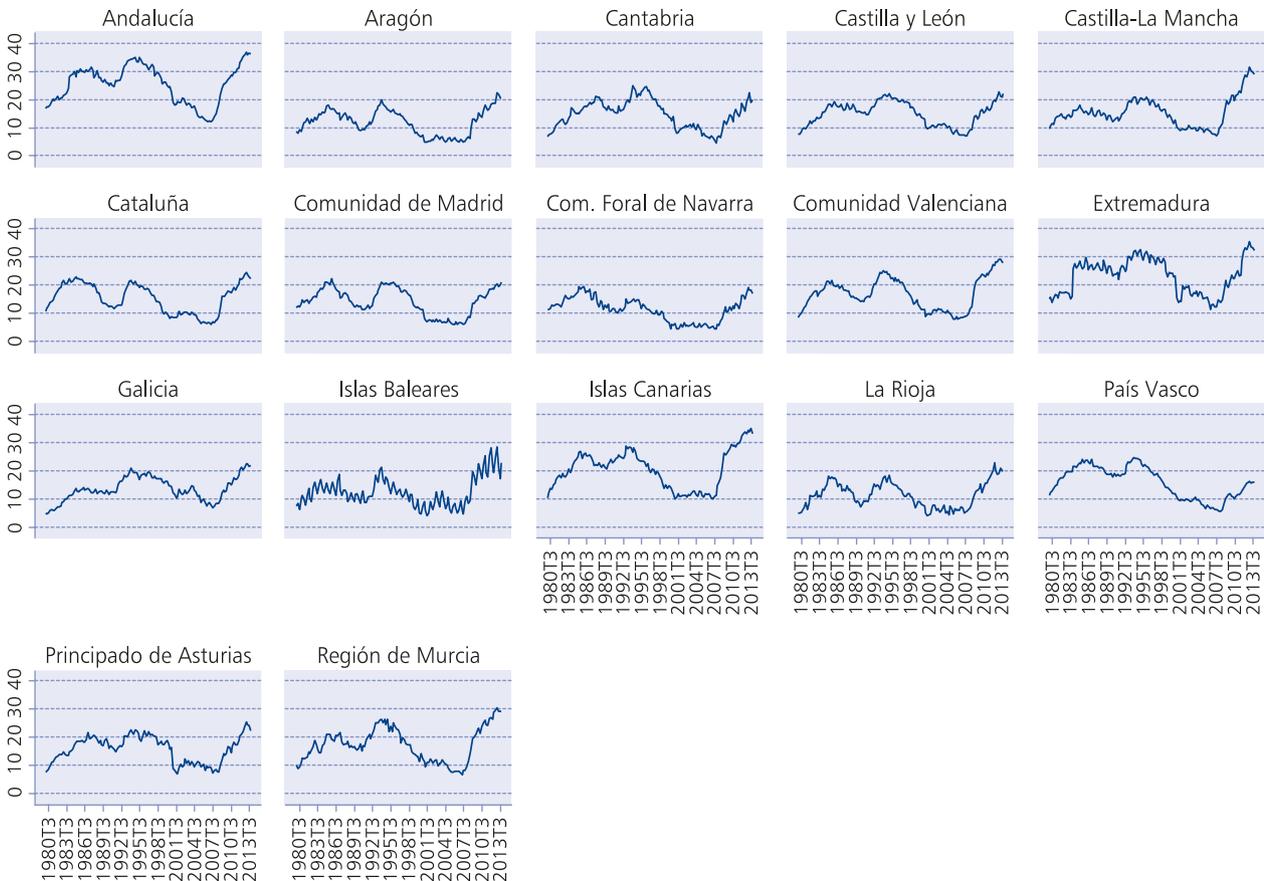
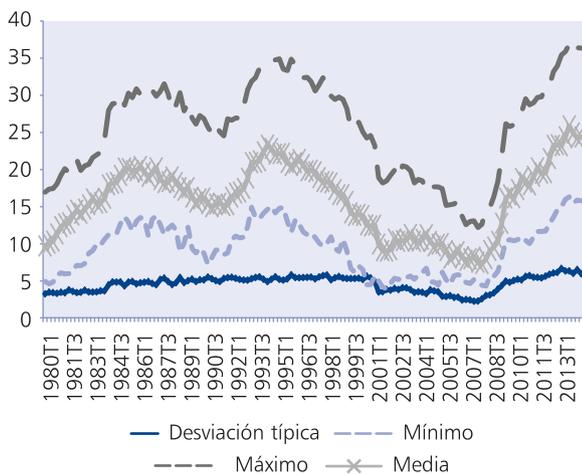


GRÁFICO 3
DISPARIDADES INTERREGIONALES (%)

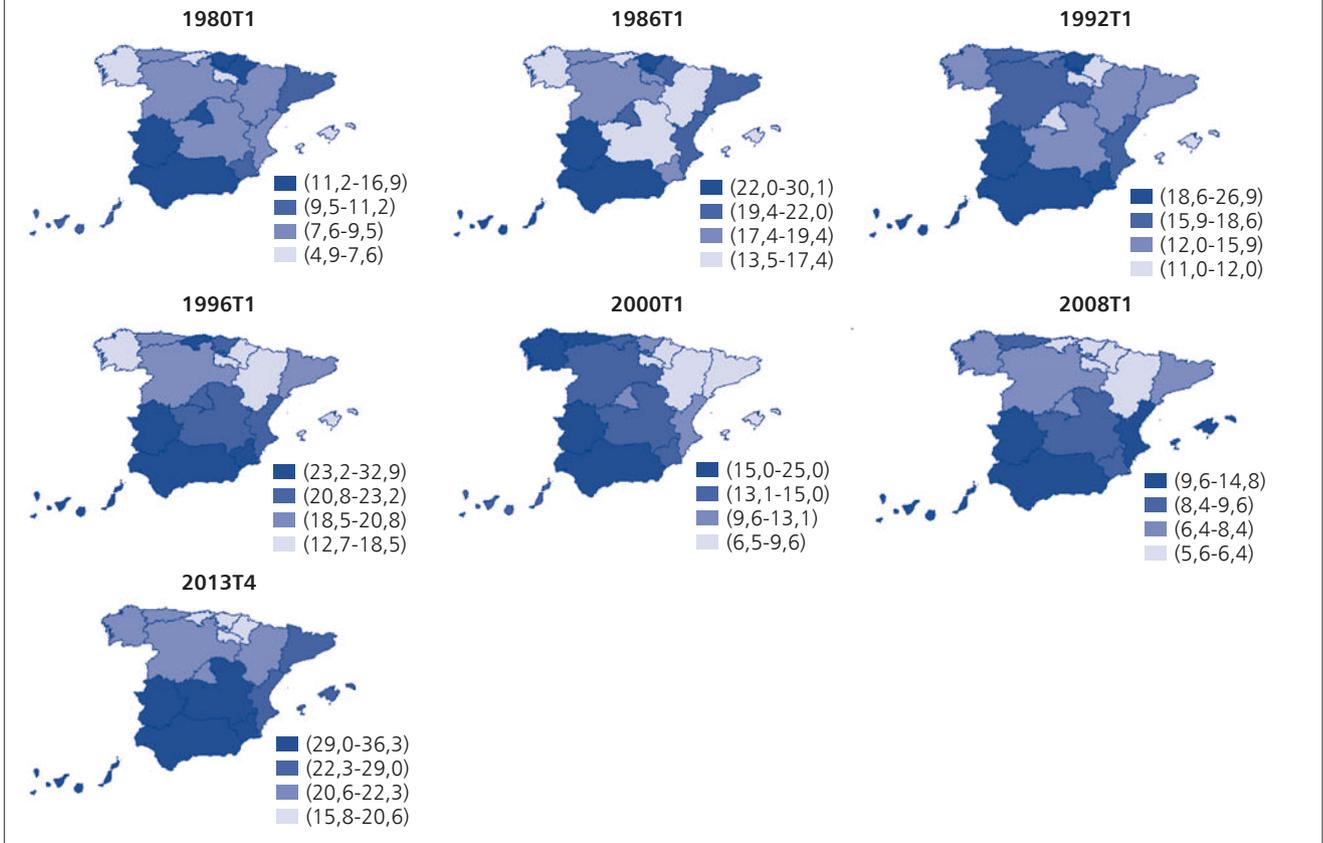


cuatro cuartiles) aplicada a los datos regionales, en cada uno de los puntos de inflexión del ciclo nacional. Como puede observarse, en todos los períodos, las tasas de desempleo presentan una clara estructura espacial, aunque el patrón representado parece cambiar a lo largo del tiempo.

IV. LA MATRIZ DE PESOS ESPACIALES. PRINCIPALES CUESTIONES

La matriz de pesos es uno de los elementos más característicos de un modelo espacial, dado que pretende describir la disposición espacial de los datos en los que opera el modelo. En este sentido, está conectada con el concepto de *alotropía*, tal y como fue puesto de manifiesto por Ancot *et al.*, (1982): «lo que sucede a menudo en una región está relacionada con otros fenómenos situados en partes distintas y remotas del espacio». Las cuestio-

GRÁFICO 4
DISTRIBUCIÓN ESPACIAL DE LA TASA DE DESEMPLEO



nes relativas a dicha matriz han recibido considerable atención (Harris *et al.*, 2011) en los últimos años. Formalmente, la matriz de pesos espaciales es una matriz de $N \times N$:

$$W = \begin{bmatrix} 0 & \omega_{12} & \dots & \omega_{1N} \\ \omega_{21} & 0 & \dots & \omega_{2N} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \omega_{N1} & \omega_{N2} & \dots & 0 \end{bmatrix} \quad [1]$$

El peso ω_{ij} es distinto de cero si i y j interactúan y cero en caso contrario. Por convención, un individuo no interactúa consigo mismo, por lo que elementos de la diagonal son cero $\omega_{ii}=0$. La utilidad de esta matriz se ha puesto de manifiesto en el trabajo aplicado, si bien su especificación es problemática. Debe reconocerse que esta situación no es nueva en la econometría dado que, por ejemplo, los modelos de series temporales se enfrentan a un dilema similar (¿cuál es la estructura de retardos más adecuada

para mis datos?). Es evidente que el usuario tiene más indicaciones en el marco de series temporales, donde se debe considerar la frecuencia de los datos y mirar hacia el pasado. Por el contrario, el espacio es irregular y heterogéneo y las influencias pueden ser muy heterogéneas. Sin embargo, formalmente el problema es el mismo: la incertidumbre. Además, la teoría tiende a aportar poca información sobre la forma de W y apenas hay ayudas para avanzar en este aspecto tan crucial.

La práctica usual ha consolidado dos enfoques principales para solucionar el problema de la construcción de W (Angulo *et al.*, 2016b):

- especificar W de forma exógena;
- estimar W a partir de los datos.

El enfoque exógeno es el más popular e incluye criterios simples como, por ejemplo, adyacencia o contigüidad, los k vecinos más próximos o diferentes funciones kernel basadas en la distancia que

penaliza la separación entre objetos en el espacio (decaimiento exponencial, inverso, etc.). El segundo enfoque evita la imposición de restricciones a la red de interacciones, que tratamos de inferir (parcialmente, totalmente) a partir de los datos. Kooijman (1976) fue el primero en demandar soluciones procedentes de los propios datos, sugiriendo fijar los pesos a fin de maximizar el valor de la I de Moran asociada a los residuos del modelo. Mur y Paelinck (2010), a modo de ejemplo, se centran en la maximización del coeficiente de correlación completo, el enfoque CCC. De hecho, las alternativas más populares en este campo son el MEL (modelo estadístico local) y los algoritmos AMOEBA de Getis y Aldstadt (2004) y Aldstadt y Getis (2006), respectivamente. La propuesta de Benjanuvatva y Burrridge (2015) es también de gran interés porque plantean el problema de estimar W en un marco de máxima quasisverosimilitud (EMQV) y un único corte transversal.

En el caso de datos de panel, se dispone de información sobre interacciones repetida en el tiempo y, por tanto, es posible diseñar esquemas de trabajo de mayor flexibilidad. Bhattacharjee y Jensen-Butler (2013) desarrollan un enfoque no paramétrico para estimar la matriz de pesos espaciales a partir de un modelo de datos panel con estructura espacial en el error (en inglés, *Spatial Error Model*, SEM). Beenstock y Felsenstein (2012) ajustan este método para la estimación de W en un modelo de datos de panel con retardo espacial en la ecuación (*spatial lag model*, SLM) y con efectos aleatorios no observables. Otra parte de la literatura se ha centrado en el caso de una matriz W endógena. Kelejian y Piras (2014) y Qu y Lee (2015) presentan el caso de una matriz cuyos pesos son conocidos por ser funciones endógenas de otros elementos del modelo; asumiendo el conocimiento (parcial) de estas relaciones, desarrollan el método generalizado de momentos, MGM, o variables instrumentales, IV, algoritmos con buenas propiedades. Finalmente, Ahrens y Bhattacharjee (2015) introducen un algoritmo Lasso en dos etapas para estimar los pesos en un modelo de datos de panel tipo SLM.

Nuestra preocupación se refiere a la hipótesis de estabilidad de la matriz de pesos espaciales. Lee y Yu (2012) presentan un modelo de datos de panel dinámico donde N y T son grandes y W cambia de período a período de forma exógena. En este contexto, obtienen que la no consideración de este patrón resulta en fuertes sesgos. Por otra parte, la magnitud de los errores se incrementa para las estimaciones de los efectos marginales directos e indirectos. Lee y Yu apuntan

a un problema importante en paneles grandes, aunque es inusual que el usuario conozca, de antemano, el patrón de rupturas (el caso de Druska y Horrace, 2004, es peculiar porque estudian la eficiencia de las granjas en Java utilizando un modelo de dos estaciones, para temporada seca y húmeda, que consiste en dos matrices de ponderación diferentes).

Por esta razón, pensamos que son de interés una nueva clase de contrastes diseñados para detectar rupturas temporales en la matriz W . Angulo *et al.* (2016a) desarrollan un método que combina la EMQV de un modelo de datos panel espacial estático con el enfoque de Andrews (1993) para detectar puntos de ruptura desconocidos utilizando el mayor valor entre una secuencia de razones de verosimilitud calculados para un rango elegido de posibles rupturas. El procedimiento, esencialmente paramétrico, es algo conservador, aunque tiene una alta potencia para detectar y determinar correctamente el punto de ruptura en la matriz W . Análogamente, Angulo *et al.* (2016b) introducen un procedimiento para la detección de rupturas que no requiere la especificación previa de la matriz de pesos espaciales. La propuesta combina varios contrastes de estabilidad en la matriz de covarianza de una muestra. Entre ellos, los candidatos más interesantes son los contraste de Bai *et al.*, (2009) y de Schott (2007). A continuación, procedemos a analizar en mayor profundidad ambos contrastes.

El punto de partida es una secuencia de observaciones en el tiempo, desde 1 hasta T , para el vector y_{it} de orden $(N \times 1)$. La hipótesis nula afirma que existe una matriz de covarianzas única, Γ , para todo el período, mientras que la alternativa introduce una ruptura en el período T_b , $1 < T_b < T$, por lo que en la primera submuestra opera la matriz de covarianzas Γ_1 y Γ_2 en la segunda. El supuesto implícito es que el cambio en la matriz de covarianzas procede de un cambio en la matriz de pesos, manteniéndose todo lo demás constante. Es decir, se pretende contrastar si existe una ruptura en T_b :

$$H_0: \Gamma_1 = \Gamma_2 = \Gamma_0 \quad \text{vs} \quad H_A: \Gamma_1 \neq \Gamma_2 \quad [2]$$

El problema puede ser resuelto con un test de razón de verosimilitud (Anderson, 2003), LR:

$$LR = -2 \ln \left(\frac{|\hat{\Gamma}_0|^{-T/2}}{|\hat{\Gamma}_1|^{-T_1/2} |\hat{\Gamma}_2|^{-T_2/2}} \right) \sim \chi^2(N(N-1)/2) \quad [3]$$

siendo $\hat{\Gamma}_j$; $j=0,1,2$ la correspondiente estimación muestral de la matriz Γ_j bajo la hipótesis nula y alternativa. El problema con el test LR [3] es el llamado problema de la «alta dimensionalidad» que resulta de (a)-la singularidad de la matriz de covarianzas muestral en casos donde $T < N$ o (b)-la tendencia a rechazar la hipótesis nula de homogeneidad, con independencia de que sea falsa o verdadera, cuando T y N aumentan.

Estas debilidades motivaron la aparición de diferentes alternativas al test LR. El test T_N de Bai *et al.* (2009) introduce las correcciones necesarias para que el estadístico LR en [3] se comporte correctamente cuando $N < T$ y N y T aumentan (caso b anterior). El estadístico se distribuye según una normal estándar.

En el caso (a), se necesita otro enfoque, derivado de la norma de Frobenius utilizada sobre la matriz de diferencias:

$$\text{tr}(\Gamma_1 - \Gamma_2)^2 = \text{tr}\Gamma_1^2 + \text{tr}\Gamma_2^2 - 2\text{tr}\Gamma_1\Gamma_2 \quad [4]$$

Bajo la hipótesis nula [2], la distancia anterior debe ser cercana a cero. Schott (2007) demuestra que, usando solamente la información muestral, es posible obtener una estimación insesgada de la distancia [4], incluso en el caso que $T < N$. A continuación se desarrolla un estadístico, denotado t_{Tn} , para la hipótesis [2] que bajo la nula converge a una distribución normal centrada con una varianza bien definida (véase Schott, 2009, para los detalles).

Conviene destacar que, en ambos casos, el investigador conoce la ubicación del punto de ruptura (el contraste Schott puede extenderse al caso de más de un punto de ruptura). Si su ubicación es desconocida, Angulo *et al.*, (2016b) muestran que, en el mismo sentido que Andrews (1993), ambos contrastes pueden obtenerse mediante un esquema secuencial. Para ello, se debe definir los puntos entre los que se evaluará el estadístico, desde un punto de partida, T_s , hasta el punto final, T_e , $1 < T_s < \tau < T_e < T$. Después, los estadísticos se evalúan secuencialmente de acuerdo con τ (es decir, $T_b = \tau$). Si hay una ruptura en la matriz de covarianzas, la secuencia de valores producirá un extremo, estadísticamente significativo, cerca del punto de ruptura desconocido.

Hay muchas otros contrastes y métodos sugeridos en la literatura para analizar rupturas estructurales, desde los más tradicionales como el test

de Chow (1960) o el test de heterocedasticidad de Goldfeld y Quandt (1965) hasta los más recientes como, por ejemplo, Banerjee y Carrión-i-Silvestre (2015). Algunos de ellos pueden transferirse también a un ámbito espacial. Sin embargo, no hay muchas propuestas para analizar la estabilidad de la matriz de pesos, lo cual es muy importante para una investigación aplicada.

V. CASO DE ESTUDIO: LAS TASAS DE DESEMPLEO EN LAS COMUNIDADES ESPAÑOLAS

El caso de desempleo regional español combina dos características importantes para nosotros: se espera encontrar una fuerte dependencia transversal (ver tercera sección) y, probablemente, esta estructura ha sufrido cambios debido al proceso de descentralización de la economía española, claramente visible en el gráfico 5, que representa el porcentaje del gasto público bajo control de las regiones. Vamos a estudiar este caso para el período 1980 a 2013, utilizando datos trimestrales.

Seguiremos el enfoque mixto de Partridge y Rickman (1997) relativo a los mercados laborales, aunque la selección de variables se ha visto muy limitada por la disponibilidad de datos. Un elemento clave es el paro por CC. AA., tomado de la *Encuesta de Población Activa*, (Instituto Nacional de Estadística, INE, varios años). Los salarios y el volumen de actividad económica en la región son los principales factores explicativos del desempleo para nuestro caso. La *Encuesta Trimestral de Salarios* (INE, varios años) es la fuente para el primer caso y la *Contabilidad Regional de España* (INE, varios años) para la segunda. El INE produce únicamente estimaciones anuales del PIB regional que han sido desagregadas en datos trimestrales según DiFonzo (1990), utilizando como indicadores de alta frecuencia el empleo y el índice de producción industrial.

Las tres series panel son integradas de orden 1, o $I(1)$, como se indica en el cuadro n.º 1, donde lp denota el logaritmo del producto interior bruto regional, lu es el logaritmo del desempleo regional y lw es el logaritmo del indicador de salarios regionales. Por otra parte, dichas series están integradas, de acuerdo con los resultados recogidos en el cuadro n.º 2; los contrastes de Westerlund y Pedroni coinciden (ambos son robustos a la dependencia transversal). Sin embargo, este período ha sido crucial para la evolución de la economía española contemporánea, marcado por importan-

GRÁFICO 5
PORCENTAJE DEL GASTO PÚBLICO BAJO CONTROL DE LAS CC. AA.



Fuente: Gil-Serrate *et al.*, 2011.

tes acontecimientos tales como la incorporación a la Comunidad Económica Europea en 1986, la crisis de 1993, la completa descentralización de la administración pública o la crisis económica en el segundo semestre de 2007 y la posterior recesión. El contraste de Banerjee y Carrión-i-Silvestre (2015) revela una ruptura estructural significativa en el segundo trimestre de 2000 (síntomas más débiles de una segunda ruptura aparecen también a principios de los noventa y/o en 2008, según la región). No ofrecemos resultados del test de cointegración dado que hay una fuerte evidencia de dependencia transversal en los errores idiosincrásicos que distorsionan su distribución asintótica. Además, el procedimiento detecta la presencia de, al menos, cuatro factores comunes no estacionarios, que significan que las variables observadas no están cointegradas por sí solas (se necesitan factores para obtener una relación de largo plazo significativa).

La literatura sobre mercado de trabajo coincide en los efectos negativos de la actividad económica sobre el desempleo. La relación es más controverti-

da en relación con los salarios: se prevé un impacto positivo desde una perspectiva neoclásica, que se pone en cuestión desde una visión socialdemócrata. Utilizando los resultados anteriores, nos aproximaremos a esta discusión a través de un modelo de retardos distribuidos autorregresivo, ARDL (p, q_1, q_2) (Pesaran *et al.*, 2001). Los retardos adecuados p, q_1 y q_2 del modelo ARDL se han fijado atendiendo a la incorrelación serial de los residuos y al criterio de información Akaike. Los resultados indican que la estructura de retardos más adecuada, que evita la correlación serial, es $p = 4; q_1 = 2; q_2 = 2$. En consecuencia, se ha estimado la siguiente ecuación (téngase en cuenta que el cambio de régimen solamente afecta a los salarios regionales):

$$\begin{aligned} \Delta l u_{it} = & \gamma_i (l u_{it-1} - \beta_{1i} / p_{it} - \beta_{2i} / w_{it} - \beta_{3i} d_{it} \times l w_{it}) + \alpha_i + \pi_i d_{it} + \\ & + \sum_{j=1}^4 \theta_{1ji} \Delta l u_{it-j} + \sum_{j=1}^2 \theta_{2ij} \Delta p_{it-j} + \\ & + \sum_{j=1}^2 \theta_{3ji} \Delta l w_{it-j} + u_{it} \end{aligned} \quad [5]$$

$$i = 1, 2, \dots, 17; t = 1980t1, \dots, 2013t4; d_{it} = 1 \text{ si } t > 2000:t1$$

CUADRO N.º 1

CONTRASTE DE RAÍZ UNITARIA PARA DATOS DE PANEL

| | $H_0: I(1) \text{ vs } H_A = I(0)$ | | | | | |
|-------------|------------------------------------|---------|---------|---------|---------|---------|
| | lp | | lu | | lw | |
| | Valor | p valor | Valor | p valor | Valor | p valor |
| P_m | -1,6868 | 0,0458 | -0,4987 | 0,6910 | 2,0109 | 0,9778 |
| Z | -2,1675 | 0,0151 | -0,3165 | 0,3758 | 0,3064 | 0,9995 |
| L^* | -2,0828 | 0,0186 | -0,3014 | 0,3816 | 3,6513 | 0,9999 |
| CIPS*..... | -2,7498 | 0,0500 | -2,1894 | 0,7450 | -2,1493 | 0,7950 |
| t_a | 1,0179 | 0,8456 | -0,9217 | 0,1784 | 1,2452 | 0,8935 |
| t_b | 1,0157 | 0,8451 | -0,9901 | 0,1611 | 0,8894 | 0,8131 |
| n.c.f..... | 11 | | 12 | | 12 | |

| | $H_0: I(2) \text{ vs } H_A = I(1)$ | | | | | |
|-------------|------------------------------------|---------|----------|---------|-----------|---------|
| | lp | | lu | | lw | |
| | Valor | p valor | Valor | p valor | Valor | p valor |
| P_m | 17,4643 | 0,0000 | 28,1225 | 0,0000 | 30,6793 | 0,0000 |
| Z^m | -9,6144 | 0,0000 | -13,5764 | 0,0000 | -14,3859 | 0,0000 |
| L^* | -11,7293 | 0,0000 | -17,7684 | 0,0000 | -19,1842 | 0,0000 |
| CIPS*..... | -3,6983 | 0,0100 | -4,4570 | 0,0100 | -5,8107 | 0,0100 |
| t_a | -54,0841 | 0,0000 | -89,3712 | 0,0000 | -444,7484 | 0,0000 |
| t_b | -11,3093 | 0,0000 | -16,2896 | 0,0000 | -31,6791 | 0,0000 |
| n.c.f..... | 7 | - | 8 | - | 8 | - |

Notas: n.c.f.: Número de factores comunes. P_m , Z y L^* son los contrastes de Choi (2002) de raíces unitarias en panel; CIPS* es el contraste de Pesaran (2007) para contrastar raíces unitarias en panel; t_a y t_b son los contrastes de Moon y Perron (2004) para contrastar raíces unitarias en panel. Todos los contrastes incluyen efectos individuales y tendencia temporal.

Otro problema a considerar es la homogeneidad de los parámetros de la ecuación de cointegración

CUADRO N.º 2

CONTRASTES DE COINTEGRACIÓN PARA DATOS DE PANEL

| CONTRASTES DE PEDRONI | | |
|------------------------|-------------------|----------------------|
| | Estadístico Panel | Estadístico de grupo |
| Ratio de varianza..... | 2,1760* | |
| Estadístico Rho..... | 0,2219 | 1,1692 |
| Estadístico PP..... | -0,5583 | 0,1796 |
| Estadístico ADF..... | -2,1201* | -3,2851* |

| CONTRASTES DE WESTERLUND | | |
|--------------------------|----------|-----------------|
| | Valor Z | p-valor robusto |
| Contraste G_1 | -2,9140* | 0,0200 |
| Contraste G_a | 0,8061 | 0,1333 |
| Contraste P_t | -3,2891* | 0,0202 |
| Contraste P'_a | -0,9903* | 0,0432 |

Notas: Los estadísticos de Pedroni (1999, 2001) se distribuyen asintóticamente como normal estándar. El test de la ratio de la varianza es de cola derecha, mientras que el resto de contrastes son de cola izquierda. Los contrastes de Westerlund (2007) se distribuyen asintóticamente como una normal. El valor Z denota el valor del estadístico estandarizado. El p valor es robusto a la dependencia transversal. El número de *bootstraps*=400.

Todos los contrastes incluyen efectos individuales y tendencia temporal.

*: Denota rechazo de la hipótesis nula de no cointegración al nivel de significatividad del 5 por 100.

entre las diferentes CC. AA. Una manera de resolver esta cuestión es mediante la comparación de las estimaciones de paneles dinámicos heterogéneos MG y PMG. El primero (Pesaran y Smith, 1995) se basa en estimar N regresiones temporales, una para cada CC. AA., y promediar los coeficientes, mientras que el estimador PMG (Pesaran *et al.*, 1999) es una mezcla de *pooling* y promedio de coeficientes. La comparación puede hacerse a través de un simple contraste de Hausman donde las estimaciones de MG son constantes bajo la hipótesis nula (parámetros homogéneos) y la alternativa (hipótesis de parámetros heterogéneos), mientras que las estimaciones PMG son eficientes bajo la nula, pero sesgadas bajo la alternativa. En este caso, el estadístico de Hausman toma un valor de 2,44 (tres grados de libertad) y un p valor de 0,4861, de modo que la mejor alternativa parece ser la estimación mixta de PMG.

El detalle de las estimaciones de corto plazo del modelo ARDL(4,2,2) correspondiente a cada comunidad autónoma aparecen en el cuadro n.º 3 (3). El cuadro n.º 4 recoge los resultados correspondientes a la ecuación de cointegración panel común (parte superior) y el promedio de los parámetros de corto plazo (incluyendo una medida de dispersión de las estimaciones). Se completa la información a partir

CUADRO N.º 3

DETALLES SOBRE LOS PARÁMETROS DE CORTO PLAZO ESTIMADOS PARA EL MODELO ARDL (4,2,2)

| | AND | | ARA | | AST | | BAL | | CAN | | CAB | | CLE | | CMA | | CAT | |
|---------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| | Estima. | p valor |
| γ_i | -0,054 | 0,001 | -0,095 | 0,002 | -0,197 | 0,000 | -0,142 | 0,001 | -0,087 | 0,001 | -0,096 | 0,002 | -0,091 | 0,000 | -0,114 | 0,000 | -0,056 | 0,005 |
| α_i | 1,184 | 0,002 | 1,597 | 0,004 | 3,238 | 0,000 | 2,299 | 0,002 | 1,573 | 0,002 | 1,413 | 0,006 | 1,707 | 0,000 | 1,987 | 0,000 | 1,228 | 0,009 |
| π_i | -0,305 | 0,001 | -0,564 | 0,003 | -1,256 | 0,000 | -0,742 | 0,001 | -0,443 | 0,001 | -0,567 | 0,002 | -0,550 | 0,000 | -0,599 | 0,000 | -0,348 | 0,006 |
| θ_{11} | 0,316 | 0,023 | 0,316 | 0,060 | 0,097 | 0,323 | -0,008 | 0,399 | 0,143 | 0,249 | 0,026 | 0,394 | 0,336 | 0,020 | 0,420 | 0,002 | 0,426 | 0,001 |
| θ_{12} | -0,404 | 0,116 | -0,729 | 0,019 | -0,175 | 0,331 | -0,425 | 0,171 | -0,246 | 0,271 | -0,352 | 0,206 | -0,749 | 0,006 | -0,764 | 0,004 | -0,478 | 0,054 |
| θ_{13} | 0,477 | 0,051 | 0,756 | 0,003 | -0,020 | 0,398 | 0,679 | 0,011 | 0,219 | 0,264 | 0,469 | 0,071 | 0,798 | 0,001 | 0,597 | 0,009 | 0,345 | 0,118 |
| θ_{14} | -0,173 | 0,040 | -0,225 | 0,006 | 0,051 | 0,321 | -0,225 | 0,005 | -0,042 | 0,347 | -0,164 | 0,048 | -0,247 | 0,002 | -0,144 | 0,052 | -0,114 | 0,128 |
| θ_{21} | -1,418 | 0,018 | -2,906 | 0,007 | -1,334 | 0,163 | -4,870 | 0,000 | -2,165 | 0,008 | -2,066 | 0,048 | -1,061 | 0,139 | -1,372 | 0,013 | -2,864 | 0,001 |
| θ_{22} | -0,448 | 0,247 | 0,718 | 0,249 | 1,020 | 0,099 | 1,846 | 0,075 | -0,073 | 0,396 | 0,445 | 0,333 | -0,144 | 0,379 | -0,462 | 0,171 | 0,242 | 0,367 |
| θ_{31} | 0,136 | 0,109 | -0,245 | 0,069 | -0,748 | 0,000 | 0,121 | 0,365 | -0,104 | 0,292 | -0,151 | 0,165 | -0,090 | 0,197 | -0,081 | 0,350 | -0,026 | 0,380 |
| θ_{32} | -0,075 | 0,115 | 0,026 | 0,374 | 0,174 | 0,113 | -0,207 | 0,154 | -0,017 | 0,389 | -0,012 | 0,393 | -0,055 | 0,194 | 0,017 | 0,390 | -0,127 | 0,017 |

| | CVA | | EXT | | GAL | | MAD | | MUR | | NAV | | PAV | | RIO | |
|---------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| | Estima. | p valor |
| γ_i | -0,105 | 0,000 | -0,160 | 0,000 | -0,084 | 0,000 | -0,089 | 0,001 | -0,083 | 0,001 | -0,021 | 0,337 | -0,040 | 0,012 | -0,233 | 0,000 |
| α_i | 2,132 | 0,001 | 2,607 | 0,000 | 1,588 | 0,001 | 1,873 | 0,002 | 1,391 | 0,002 | 0,318 | 0,333 | 0,765 | 0,016 | 3,015 | 0,000 |
| π_i | -0,572 | 0,000 | -0,891 | 0,000 | -0,479 | 0,000 | -0,543 | 0,002 | -0,433 | 0,001 | -0,100 | 0,364 | -0,286 | 0,010 | -1,336 | 0,000 |
| θ_{11} | 0,193 | 0,137 | -0,088 | 0,348 | 0,217 | 0,133 | 0,075 | 0,359 | 0,104 | 0,306 | -0,275 | 0,180 | 0,167 | 0,154 | -0,096 | 0,350 |
| θ_{12} | -0,454 | 0,094 | 0,121 | 0,370 | -0,535 | 0,071 | -0,260 | 0,271 | -0,077 | 0,383 | -0,067 | 0,392 | 0,168 | 0,303 | 0,068 | 0,390 |
| θ_{13} | 0,328 | 0,152 | -0,047 | 0,392 | 0,554 | 0,029 | 0,220 | 0,273 | 0,109 | 0,356 | 0,213 | 0,303 | -0,393 | 0,068 | -0,066 | 0,387 |
| θ_{14} | -0,054 | 0,312 | 0,012 | 0,394 | -0,160 | 0,053 | -0,064 | 0,290 | -0,055 | 0,299 | -0,114 | 0,167 | 0,184 | 0,014 | 0,008 | 0,397 |
| θ_{21} | -3,167 | 0,000 | 1,181 | 0,141 | -0,839 | 0,141 | -3,117 | 0,009 | -2,581 | 0,000 | -2,303 | 0,010 | -2,967 | 0,000 | -5,633 | 0,000 |
| θ_{22} | 0,744 | 0,148 | -0,531 | 0,254 | 0,563 | 0,133 | 0,709 | 0,278 | -0,885 | 0,165 | -0,183 | 0,387 | -0,861 | 0,185 | 3,309 | 0,004 |
| θ_{31} | -0,064 | 0,303 | -0,378 | 0,005 | -0,261 | 0,003 | -0,017 | 0,398 | 0,211 | 0,042 | -0,269 | 0,150 | 0,022 | 0,365 | -0,798 | 0,000 |
| θ_{32} | -0,051 | 0,242 | 0,061 | 0,287 | 0,011 | 0,391 | -0,129 | 0,237 | -0,162 | 0,009 | -0,035 | 0,378 | -0,074 | 0,033 | 0,193 | 0,091 |

Notas: AND: Andalucía; ARA: Aragón; AST: Asturias; BAL: Islas Baleares; CAN: Islas Canarias; CAB: Cantabria; CLE: Castilla-León; CMA: Castilla-La Mancha; CAT: Cataluña; CVA: Comunidad Valenciana; EXT: Extremadura; GAL: Galicia; MAD: Comunidad de Madrid; MUR: Región de Murcia; NAV: Navarra; PAV: País Vasco; RIO: La Rioja.

de contrastes de especificación relativos a dependencia temporal y transversal.

El resultado más llamativo de esta tabla es la importante ganancia de los salarios regionales después de la ruptura estructural de 2000T2. La relación con el desempleo es inelástica antes de esa fecha (el intervalo de confianza del 5 por 100 es 0,53-1,04) pero, a continuación, se convierte en altamente elástica (el intervalo de confianza es 2,78-3,66). Esto indica la importancia creciente de los factores puramente regionales en la determinación del desempleo como consecuencia del proceso de descentralización. La actividad económica, como se esperaba, es un factor importante para reducir los desequilibrios regionales, con un impacto estable, más que proporcional.

La velocidad de ajuste (γ) es significativa y negativa en las diecisiete CC. AA. con un valor mínimo en el caso de Navarra, -0,021, y un máximo en La Rioja, -0,233. La restricción de homogeneidad entre ecuaciones en este parámetro se rechaza fuerte-

mente con un test de la razón de verosimilitud de 50,40 (p valor de 0,0000). El impacto de corto plazo de la actividad económica regional sobre el desempleo (suma de parámetros θ_{21} y θ_{22}) es negativo y más que proporcional; de hecho, la hipótesis nula de que este impacto de corto plazo es cero, contra la alternativa de un impacto negativo, se rechaza en 14 de las 17 regiones. La situación no es tan clara en el caso de los salarios donde esta hipótesis no puede rechazarse en casi la mitad de las CC. AA.; además, y contrariamente a lo esperado, su impacto es predominantemente negativo en el corto plazo.

El contraste CD indica la existencia de una fuerte interacción espacial en los residuos del ARDL (4,2,2) para la serie de desempleo. La reacción natural sería mejorar la especificación incluyendo una estructura SEM. Las preguntas obvias son: ¿con qué matriz de pesos?, ¿y, es la misma para las tres décadas?

Pueden formularse diversas hipótesis en relación a la primera pregunta, aunque ninguna de ellas es definitiva. El procedimiento no paramétrico de

CUADRO N.º 4

ESTIMACIÓN DEL MODELO ARDL(4,2,2) PARA EL CASO DE DESEMPLEO; ECUACIÓN [5]

| COEFICIENTES DE LARGO PLAZO | | |
|----------------------------------|---------------------------|-------------------|
| | Estimación | p valor |
| β_1 | -1,6324 | 0,0000 |
| β_2 | 0,7896 | 0,0000 |
| β_3 | 2,4287 | 0,0000 |
| COEFICIENTES DE CORTO PLAZO | | |
| | Media de las estimaciones | Desviación típica |
| γ_i | -0,0891 | 0,0486 |
| α_i | 1,5823 | 0,7902 |
| π_i | -0,5105 | 0,2888 |
| θ_{11} | 0,1656 | 0,1887 |
| θ_{12} | -0,2963 | 0,3294 |
| θ_{13} | 0,3348 | 0,3124 |
| θ_{14} | -0,0669 | 0,1622 |
| θ_{21} | -1,9912 | 1,3994 |
| θ_{22} | 0,1592 | 0,7264 |
| θ_{31} | -0,1144 | 0,2252 |
| θ_{32} | -0,0331 | 0,0952 |
| CORRELACIÓN RESIDUAL TEMPORAL | | |
| | Estimación | p valor |
| r_1 | -0,1114 | 0,1738 |
| r_2 | 0,0206 | 0,3878 |
| r_3 | 0,0166 | 0,3916 |
| r_4 | -0,0400 | 0,3584 |
| r_5 | 0,0011 | 0,3989 |
| CORRELACIÓN RESIDUAL TRANSVERSAL | | |
| CD test | 37,2447 | 0,000 |

Notas: r_j ; $j=1,2,3,4$ denota el coeficiente de autocorrelación medio entre los residuos del corte transversal separados j periodos. Dado que T es mucho más grande que N , se compara con una $N(0,1)$, ver Arellano y Bond (1991).

CD: denota el test CD de Pesaran relativo al contraste de dependencia transversal en datos panel (Pesaran, 2004).

Bhattacharjee y Jensen-Butler (2013) produce la matriz de pesos que figura en el cuadro n.º A1 del Apéndice; es una alternativa que merece la pena considerar. La respuesta a la segunda pregunta es negativa, esta matriz no se mantiene constante durante las tres décadas. El gráfico 6 muestra las estimaciones secuenciales del contraste T_N de Bai *et al* (2009) y del contraste t_{Tn} de Schott (2007). La ventana de búsqueda contiene el 60 por 100 de las observaciones (es decir, 80 trimestres) y está centrado en la mitad de la muestra. Ambos contrastes presentan un pico en el segundo semestre de 2000, donde el procedimiento Banerjee y Carrión-i-Silvestre identifica una ruptura similar en la ecuación de cointegración. Debe recordarse que esta fecha coincide a grandes rasgos con la finalización del proceso de transferencias hacia las regiones. No tenemos una explicación clara de la

fuerte caída producida en ambos contrastes después del año 2000.

Bajo la hipótesis alternativa hay, al menos, dos matrices de pesos en la muestra, tal como aparecen en los cuadros n.º A2 y A3 en el Apéndice. Una vez más, las matrices se han estimado utilizando el algoritmo no paramétrico de Bhattacharjee y Jensen-Butler (2013).

A continuación, formulamos algunos comentarios. En primer lugar, la matriz W obtenida para el primer período es más dispersa que la del segundo, la cual es consistente con la hipótesis de descentralización: conforme las regiones ganan control sobre sus propias decisiones, la interrelación entre ellas aumenta. Tras este cambio, ha habido un reajuste entre las regiones en términos de «buenos» y «malos» vecinos. Durante el primer período, el *ranking* de regiones con un impacto positivo en los demás está encabezado por las regiones centrales geográficamente, como Castilla y León, Castilla-La Mancha o Madrid; en el segundo período, este grupo de regiones con influencia positiva se ha movido hacia el eje Mediterráneo (Cataluña, Comunidad Valenciana). Por el contrario, en la parte superior de la clasificación en el *ranking* de impulsos negativos se sitúan, en el primer período, las regiones periféricas (Islas Baleares, Cantabria, Murcia), mientras que, en el segundo período, dicha posición la ocupan las regiones del norte y periféricas (Asturias, Cantabria, Islas Canarias, Extremadura) (4). Esta situación también es consistente con el desplazamiento progresivo del centro de gravedad de la economía española, en las últimas décadas, desde el noroeste al sureste de la península. Otro resultado interesante es la «falta de geografía» en estas matrices cuya relación con el concepto de contigüidad es muy débil, si no enteramente ausente. Esto también puede conectarse con la distinción entre datos micro y macro en el sentido que agregar datos espaciales conduce al debilitamiento de las relaciones transversales. Por otro lado, conviene apuntar que la «falta de geografía» detectada en las matrices de pesos estimadas no es consecuencia del cambio estructural. Sin ánimo de entrar en detalles, algunas razones que podrían explicarla serían la creciente globalización, el uso de las nuevas tecnologías asociadas a las comunicaciones, las mejoras de las infraestructuras, los flujos migratorios y, por supuesto, las afinidades políticas entre las propias regiones (5). Por último, a pesar de la creciente integración, la volatilidad del sistema regional creció en el segundo período, como se desprende de la desviación típica regional representada en el gráfico 7.

GRÁFICO 6
TEST DE SCHOTT (2007) Y DE BAI ET AL. (2009)

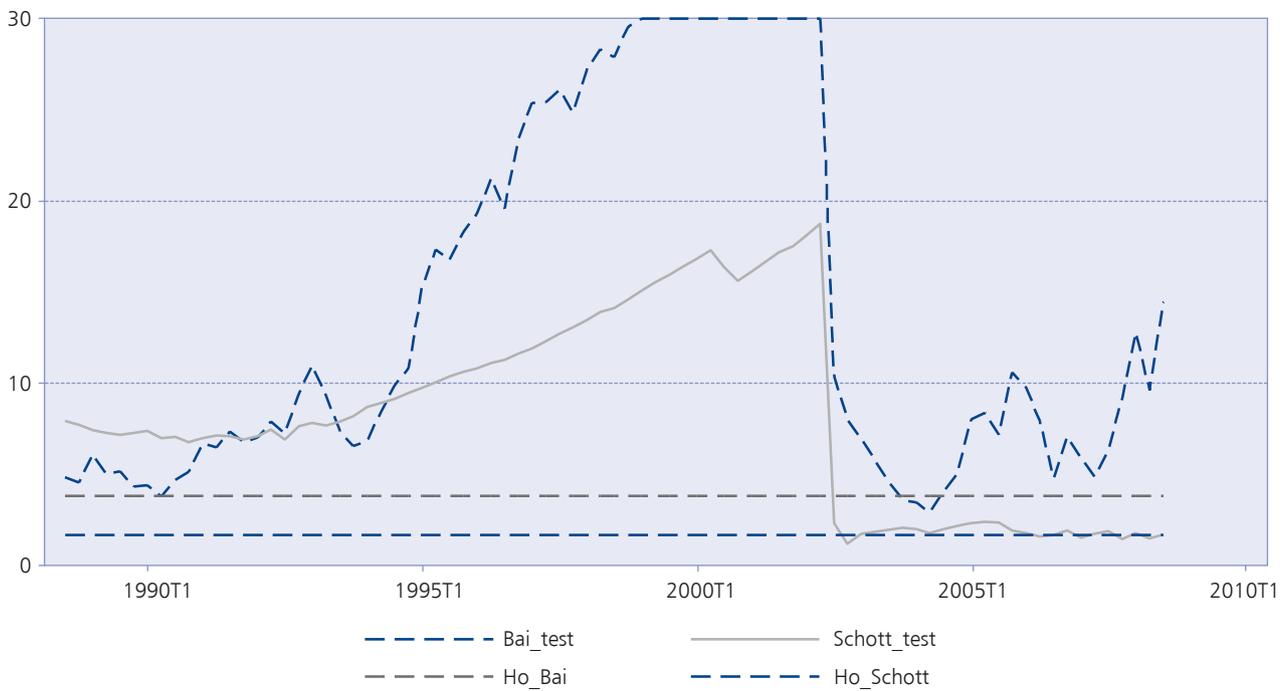
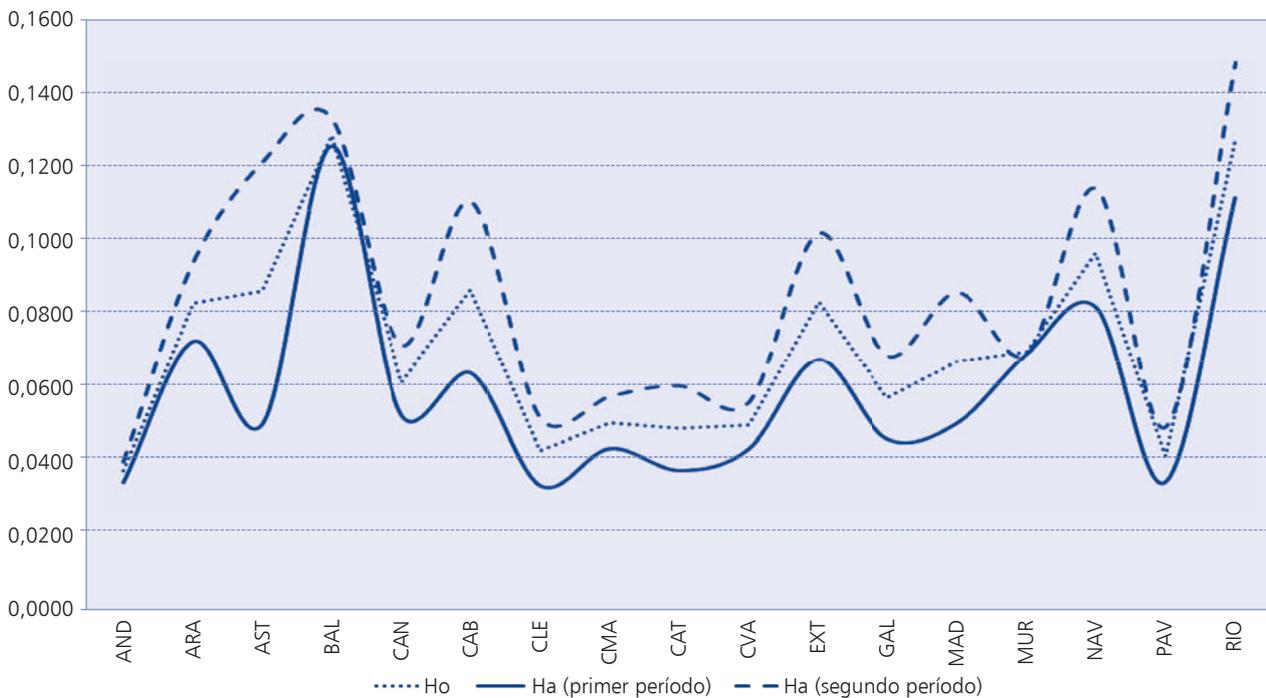


GRÁFICO 7
DESVIACIONES TÍPICAS REGIONALES PARA EL PERÍODO 1980-2013



Regiones pequeñas como las Islas Baleares, La Rioja o Navarra tienen las desviaciones típicas más altas mientras que la volatilidad es más baja para regiones dominantes como Madrid, Andalucía o Cataluña. En cualquier caso, los datos para el segundo período siempre son superiores a los de la primera submuestra.

VI. CONCLUSIONES

Como en el caso de otros países europeos, el desempleo regional español se caracteriza por diferencias importantes y persistentes entre las regiones. En consecuencia, tradicionalmente se ha analizado prestando atención a la estructura dinámica y espacial de los datos. En nuestro caso, hemos analizado el desempleo regional español ($N = 17$) utilizando datos trimestrales desde 1980t1 a 2013t4 ($T = 136$). Por otra parte, hemos contrastado la hipótesis de que el proceso de descentralización, producido durante este período, ha generado cambios significativos en la fuerza y el patrón de interacción regional.

La novedad de nuestra propuesta está relacionada con el uso de los estadísticos de Bai *et al.*, (2009) y Schott (2007). Podemos encontrar una literatura numerosa dirigida hacia la introducción de inestabilidad en la capacidad de relación entre las regiones y sus vecinos inmediatos; generalmente, mediante la introducción de varias matrices W (Mur *et al.*, 2008, 2010; Dall'Erba *et al.*, 2008; Elhorst y Fréret, 2009; López, 2013, entre otros). En este trabajo, nos preguntamos por su estabilidad en el tiempo. Aunque la distancia entre dos regiones permanece constante, el desarrollo de mejores infraestructuras de transporte, cambios tecnológicos o cambios en el nivel de autonomía de las regiones debería afectar el patrón de interacciones. En el presente trabajo, se ha contrastado la hipótesis mencionada por medio de los tests propuestos por Bai *et al.*, (2009) y Schott (2007), que se han aplicado a los residuos de un modelo ARDL (4,2,2), utilizando el PIB regional y los salarios como covariables. Los resultados han mostrado evidencia a favor de una ruptura en 2000T2, la cual es coherente con el proceso de descentralización experimentado por la economía española.

A continuación, se ha utilizado el procedimiento Bhattacharjee y Jensen-Butler (2013) para estimar las dos matrices de pesos W (antes y después del período de 2002T2). Los resultados son claros. La descentralización ha aumentado las relaciones,

dado que la matriz W estimada para el primer período (antes de la descentralización) es más dispersa que la segunda. Además, los resultados han ofrecido evidencia a favor de un reajuste entre «buenos» y «malos» vecinos. De hecho, después de la descentralización el grupo de regiones con influencia positiva sobre los demás se ha desplazado hacia el Mediterráneo (Cataluña, Comunidad Valenciana), cuando antes de la descentralización estaba encabezada únicamente por regiones geográficamente centrales (ambas Castillas o Madrid). Además, después de la descentralización el grupo de regiones con influencia negativa sobre las demás se ha desplazado hacia las regiones del norte y la periferia (Asturias, Cantabria, Islas Canarias, Extremadura), cuando antes de la descentralización estaba encabezada por las regiones periféricas (Islas Baleares, Cantabria, Murcia). Otro resultado interesante es la falta de geografía en estas matrices cuya relación con el concepto de contigüidad es muy débil. Por último, a pesar de la creciente integración, la volatilidad del sistema regional creció después del proceso de descentralización.

NOTAS

(*) Los autores desean agradecer el apoyo financiero recibido a través del proyecto del Ministerio de Economía y Competitividad del Gobierno de España ECO2015-65758-P, así como por parte del Departamento de Industria e Innovación del Gobierno de Aragón y el Fondo Europeo de Desarrollo Regional a través del proyecto del grupo GAEC.

(1) A este respecto, puede verse BRUN *et al.*, 2005 y el debate correspondiente referido a los modelos de gravedad.

(2) El máximo y el mínimo corresponde a las tasas de desempleo en las regiones con las tasas de desempleo más altas y más bajas para cada año.

(3) La estimación de un término independiente específico para cada comunidad autónoma asociado al corto plazo permite recoger, en buena medida, el efecto ejercido por las posibles variables relevantes que se pudieran haber omitido en el modelo.

(4) Podríamos detenernos en otras cuestiones particulares de las matrices estimadas como podría ser alguna reversión de signos entre períodos detectada tras la comparación de las matrices presentadas en los cuadros n.º A2 y A3. Otra cuestión interesante a analizar viene dada por un análisis más exhaustivo de algunos resultados estimados que muestran la existencia de esquemas de correlación espacial negativa. No obstante, consideramos que entrar en este tipo de detalles nos llevaría a alejarnos del principal objetivo del trabajo y lo posponemos para investigaciones futuras. En cualquier caso, consideramos que estos resultados reafirman la necesidad de flexibilizar en el tiempo la matriz W con objeto de captar la dinámica y la propia especificidad de los pesos espaciales.

(5) Queremos agradecer esta apreciación recibida por parte de un evaluador anónimo de este trabajo.

BIBLIOGRAFÍA

AHRENS, A., y A. BHATTACHARJEE (2015), «Two-Step Lasso Estimation of the Spatial Weights Matrix», *Econometrics*, 3: 128-155.

- ALDSTADT, J., y A. GETIS (2006), «Using AMOEBA to create a spatial weight matrix and identify spatial clusters», *Geographical Analysis*, 38: 327-343.
- ALLERS, M., y J. ELHORST (2005), «Tax mimicking and yardstick competition among governments in The Netherlands», *International Tax and Public Finance*, 12: 493-513.
- ANCOT, L.; PAELINCK, J.; KLAASSEN, L.; MOLLE, W.; ALBEGOV, M.; ANDERSSON, A. E., y F. SNICKARS (1982), «Topics in regional development modelling», en ALBEGOV, M.; ANDERSSON, Å., y SNICKARS, F., (eds.): *Regional Development Modelling in Theory and Practice*, Amsterdam, North Holland, pp 341-359.
- ANGULO, A.; BURRIDGE, P., y J. MUR (2016a), «Testing for a structural break in the weight matrix of the Spatial Error or Spatial Lag model», *WP Department of Economic Analysis*, University of Zaragoza.
- (2016b), «Testing for breaks in the weighting matrix», *Documento de Trabajo DTECONZ 2017-01*, Universidad de Zaragoza.
- ANDERSON, T. (2003), *An Introduction to Multivariate Analysis*, 3rd ed, John Wiley & Sons, Nueva York.
- ANDREWS, D. W. K. (1993), «Tests for parameter instability and structural change with unknown change point», *Econometrica*, 61: 821-856.
- ANSELIN, L. (1988), *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Kluwer, Dordrecht.
- ARELLANO, M., y S. BOND (1991), «Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations», *Review of Economic Studies*, 58: 277-297.
- BADINGER, H., y P. EGGER (2011), «Estimation of higher-order spatial autoregressive crosssection models with heteroskedastic disturbances», *Papers in Regional Science*, 90: 213-235.
- BAI, Z.; JIANG, D.; YAO, J., y S. ZHENG (2009), «Corrections to LRT on large-dimensional covariance matrix by RMT», *The Annals of Statistics*, 37: 3822-3840.
- BANDE R., y M. KARANASSOU (2013), «The Natural Rate of Unemployment Hypothesis and the Evolution of Regional Disparities in Spanish Unemployment», *Urban Studies*, 50: 2044-2062.
- BANERJEE, A., y J. L. CARRIÓN-I-SILVESTRE (2015), «Cointegration in panel data with structural breaks and cross-sectional dependence», *Journal of Applied Econometrics*, 30: 1-23.
- BARTIK, T. (1993), «Who benefits from local job growth: Migrants of the original residents?», *Regional Studies*, 27: 297-311.
- BEENSTOCK, M., y D. FELSENSTEIN (2012), «Nonparametric estimation of the spatial connectivity matrix using spatial panel data», *Geographical Analysis*, 44: 386-397.
- BELL, K., y N. BOCKSTEAL (2000). «Applying the generalized-moments estimation approach to spatial problems involving microlevel data», *The Review of Economics and Statistics*, 82: 72-82.
- BENJANUVATRA, S., y P. BURRIDGE (2015), «QML estimation of the spatial weight matrix in the MR-SAR model», *DERS University of York Working Paper*, York.
- BHATTACHARJEE, A., y C. JENSEN-BUTLER (2013), «Estimation of the Spatial Weights Matrix under Structural Constraints», *Regional Science and Urban Economics*, 43: 617-634.
- BLANCHARD, O. J., y J. F. JIMENO (1995), «Structural unemployment: Spain versus Portugal», *American Economic Review*, 85: 212-218.
- BLANCHARD, O. J., y L. F. KATZ (1992), «Regional evolutions», *Brookings Papers on Economic Activity*, 1: 1-75.
- BORDIGNON, M.; CERNIGLIA, F., y F. REVELLI (2003), «In search of yardstick competition: a spatial analysis of Italian municipality property tax setting», *Journal of Urban Economics*, 54: 199-217.
- BRUN, J.F.; CARRÈRE, C.; GILLAUMONT, P., y J. DE MELO (2005), «Has distance died? Evidence from a panel gravity model», *The World Bank Economic Review*, 19: 99-120.
- BURDA, M. C., y S. PROFIT (1996), «Matching across space: evidence on mobility in the Czech Republic», *Labour Economics*, 3: 255-278.
- BURGESS, S. M., y S. PROFIT (2001), «Externalities in the matching of workers and firms in Britain», *Labour Economics*, 8: 313-333.
- CHOW, G. (1960), «Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions», *Econometrica*, 28: 591-605.
- CHOI, I. (2002), «Combination unit root tests for cross-sectionally correlated panels», en *Econometric Theory and Practice: Frontiers of Analysis and Applied Research: Essays in Honor of Peter C. B. Phillips*, Cambridge University Press, Cambridge.
- DALL'ERBA, S.; PERCOCO, M., y G. PIRAS (2008), «Service industry and cumulative growth in the regions of Europe», *Entrepreneurship & Regional Development*, 21: 333-349.
- DIFONZO, T. (1990), «The estimation of M disaggregate time series when contemporaneous and temporal aggregates are known», *The Review of Economics and Statistics*, 72: 178-182.
- DOLADO, J. J., y J. F. JIMENO (1997), «The causes of Spanish unemployment: a structural VAR approach», *European Economic Review*, 41: 1281-1307.
- DRUSKA, V., y W. HORRACE (2004), «Generalized Moments Estimation for Spatial Panel Data: Indonesian Rice Farming», *American Journal of Agricultural Economics*, 86: 185-198.
- ELHORST, J. (2003), «The mystery of regional unemployment differentials: theoretical and empirical explanations», *Journal of Economic Surveys*, 17: 709-748.
- ELHORST, J., y S. FRÉRET (2009), «Evidence of political yardstick competition in France using a two-regime spatial Durbin model with fixed effects», *Journal of Regional Science*, 49: 931-951.
- ESTELLER, A., y A. SOLÉ (2005), «Does decentralization improve the efficiency in the allocation of public investment? Evidence from Spain», *Working Papers 2005*, n.º 5., Institut d'Economia de Barcelona (IEB).
- GÉRARD, M.; JAYET, H., y S. PATY (2010), «Tax interactions among Belgian municipalities: Do interregional differences matter?», *Regional Science and Urban Economics*, 40: 336-342.
- GETIS, A., y J. ALDSTADT (2004), «Constructing the spatial weight matrix using a local statistic», *Geographical Analysis*, 36: 90-104.
- GIL-SERRATE, R.; LÓPEZ-LABORDA, J., y J. MUR (2011), «Revenue autonomy and regional growth: an analysis of the 25-year process of fiscal decentralisation in Spain», *Environment and Planning A*, 43: 2626-2648.
- GOLDFELD, S., y R. QUANDT (1965), «Some Tests for Homoscedasticity», *Journal of the American Statistical Association*, 60: 539-547.
- HARRIS, R.; MOFFAT, J., y V. KRAVTSOVA (2011), «In search of 'W'», *Spatial Economic Analysis*, 6: 249-270.
- HENDRY, D. F. (1995), *Dynamic Econometrics*, Oxford University Press, Oxford.
- HENDRY, D. F., y G. E. MIZON (1978), «Serial correlation as a convenience simplification, not a nuisance: a comment on a study of the demand for money by the Bank of England», *The Economic Journal*, 88: 549-563.
- HEPPEL, L. (1995), «Bayesian techniques in spatial and network econometrics: 2. Computational methods and algorithms», *Environment and Planning A*, 27: 615-644.
- KAPPELER, A.; SOLÉ-OLLÉ, A.; STEPHAN, A., y T. VÁLILÄ (2013), «Does fiscal decentralization foster regional investment in productive infrastructure?», *European Journal of Political Economy*, 31: 15-25.

- KELEJIAN, H., y G. PIRAS (2014), «Estimation of spatial models with endogenous weighting matrices, and an application to a demand model for cigarettes», *Regional Science and Urban Economics*, 46: 140-149.
- KOOIJMAN, S. (1976), «Some Remarks on the Statistical Analysis of Grids Especially with Respect to Ecology», *Annals of Systems Research*, 5: 113-132.
- LACOMBE, D. (2004), «Does econometric methodology matter? An analysis of public policy using spatial econometric techniques», *Geographical Analysis*, 36: 105-118.
- LEE, L., y X. LIU (2010), «Efficient GMM estimation of high order spatial autoregressive models with autoregressive disturbances», *Econometric Theory*, 26: 187-230.
- LEE, L., y J. YU (2012), «QML Estimation of Spatial Dynamic Panel Data Models with Time Varying Spatial Weights Matrices», *Spatial Economic Analysis*, 7: 31-74.
- LIN, J. Y., y Z. LIU (2000), «Fiscal decentralization and economic growth in China», *Economic Development and Cultural Change*, 49: 1-21.
- LÓPEZ-BAZO, E.; DEL BARRIO, T., y M. ARTIS (2005), «The geographical distribution of unemployment in Spain», *Regional Studies*, 39: 305-318.
- LÓPEZ, F. A. (2013), «Second-order polynomial spatial error model. Global and local spatial dependence in unemployment in Andalusia», *Economic Modelling*, 33: 270-279.
- MARIMON, R., y F. ZILIBOTTI (1998), «'Actual' versus 'virtual' employment in Europe. Is Spain different?», *European Economic Review*, 42: 123-153.
- MARSTON, S. (1985), «Two Views of the Geographic Distribution of Unemployment», *Quarterly Journal of Economics*, 100: 57-69.
- MINZÓN, G. E. (1995), «A simple message for autocorrelation correctors: don't», *Journal of Econometrics*, 69: 267-288.
- McMILLEN, D.; SINGELL, L., y G. WADDELL (2007), «Spatial competition and the price of college», *Economic Inquiry*, 45: 817-833.
- MOLHO, I. (1995), «Spatial autocorrelation in British unemployment», *Journal of Regional Science*, 35: 641-658.
- MOON, H. R., y B. PERRON (2004), «Testing for a unit root in panels with dynamic factors», *Journal of Econometrics*, 122: 81-126.
- MUR, J., y J. PAELINCK (2010), «Deriving the W-matrix via p-median complete correlation analysis of residuals», *Annals of Regional Science*, 47: 253-267.
- MUR, J.; LÓPEZ, F. A., y A. ANGULO (2008), «Symptoms of instability in models of spatial dependence. An application to the European case», *Geographical Analysis*, 40: 189-211.
- (2010), «Instability in spatial error models. An application to the hypothesis of convergence in the European case», *Journal of Geographical Systems* 12: 259-280.
- NIEBUHR, A. (2003), «Spatial interactions and regional unemployment in Europe», *European Journal of Spatial Development*, 5: 1-26.
- OATES, W. E. (1993), «Fiscal decentralization and economic development», *National Tax Journal*, 46: 237-243.
- OCDE (2000), *Employment Outlook*, OCDE, París.
- OVERMAN, H., y PUGA, D. (2002), «Unemployment clusters across European regions and countries», *Economic Policy*, 34: 115-147.
- PATACCHINI, E., y Y. ZENOU (2007), «Spatial dependence in local unemployment rates», *Journal of Economic Geography*, 7: 169-191.
- PATRIDGE, M. D., y D. S. RICKMAN (1997), «The Dispersion of US State Unemployment Rates: The Role of Market and Non-market Equilibrium Factors», *Regional Studies*, 31: 503-606.
- PEDRONI, P. (1999), «Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61: 653-670.
- (2001), «Purchasing Power Parity Tests in Cointegrated Panels», *Review of Economics and Statistics*, 83: 727-731.
- PESARAN, M. H. (2004), «General diagnostic tests for cross section dependence in panels», University of Cambridge, Faculty of Economics, Cambridge, *Working Papers in Economics*, n.º 435.
- (2007), «A simple panel unit root test in the presence of cross section dependence», *Journal of Applied Econometrics*, 22: 265-312.
- PESARAN, M. H., y R. P. SMITH (1995), «Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels», *Journal of Econometrics*, 68: 79-113.
- PESARAN, M. H.; SHIN, Y., y R. P. SMITH (1999), «Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels», *Journal of the American Statistical Association*, 94: 621-634.
- (2001), «Bounds testing approaches to the analysis of level relationships», *Journal of Applied Econometrics*, 16: 289-326.
- PETRONGOLO, B., y E. WASMER (1999), «Job matching and regional spillovers in Britain and France», en CATIN, M.; LESUEUR, J. Y., y ZENOU, Y. (eds.): *Developments Recents en Economie Spatiale: Emploi, Concurrence Spatiale et Dynamiques Regionales*, Economica, París, pp. 39-54.
- QU, X., y L.-F. LEE (2015), «Estimating a spatial autoregressive model with an endogenous spatial weight matrix», *Journal of Econometrics*, 184: 209-232.
- ROWLAND, A. M. (2001), «Population as a determinant of local outcomes under decentralization: illustrations from small municipalities in Bolivia and Mexico», *World Development*, 29: 1373-1389.
- ROWTHORN, R., y A. GLYN (2006), «Convergence and stability in US employment rates», *Contributions to Macroeconomics*, 6: 1-4.
- SCHOTT, J. (2007), «A test for the equality of covariance matrices when the dimension is large relative to the sample size», *Computational Statistics & Data Analysis*, 51: 6535-6542.
- STANSEL, D. (2005), «Local decentralization and local economic growth: A cross-sectional examination of US metropolitan areas», *Journal of Urban Economics*, 57: 55-72.
- TAYLOR, J. (1996), «Regional problems and policies: a European perspective», *Australasian Journal of Regional Studies*, 2: 103-131.
- WARD, M., y K. GLEDITSCH (2008), «Spatial regression models. Series», *Quantitative Applications in the Social Sciences*, 155, Sage Publications, Los Angeles.
- WESTERLUND, J. (2007), «Testing for error correction in panel data», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69: 709-748.
- ZEILSTRA, A. S., y J. P. ELHORST (2014), «Integrated Analysis of Regional and National Unemployment Differentials in the European Union», *Regional Studies*, 48: 1739-1755.

APÉNDICE: Matrices de pesos para el caso del desempleo español. Hipótesis nula y alternativa

CUADRO N.º A1

MATRIZ DE PESOS ESTIMADA PARA EL CASO DEL DESEMPLEO ESPAÑOL, BAJO LA HIPÓTESIS NULA (NO CAMBIO ESTRUCTURAL)

| | AND | ARA | AST | BAL | CAN | CAB | CLE | CMA | CAT | CVA | EXT | GAL | MAD | MUR | NAV | PAV | RIO | SUMA | «+» | «-» |
|-----|------|------|-------|-------|-------|-------|------|------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|------|------|------|------|-------|
| AND | 0,00 | - | -0,07 | 0,10 | - | 0,09 | 0,09 | 0,08 | 0,07 | 0,10 | 0,08 | - | - | 0,07 | -0,06 | - | - | 0,75 | 0,57 | -0,18 |
| ARA | | 0,00 | 0,12 | -0,06 | 0,07 | 0,07 | 0,09 | 0,15 | - | 0,04 | -0,05 | - | 0,04 | - | - | - | 0,06 | 0,85 | 0,61 | -0,24 |
| AST | | | 0,00 | - | 0,02 | 0,10 | 0,13 | 0,07 | -0,09 | 0,11 | 0,15 | 0,09 | - | -0,07 | - | 0,05 | 0,06 | 1,18 | 0,70 | -0,47 |
| BAL | | | | 0,00 | -0,08 | -0,10 | - | - | 0,06 | - | 0,07 | 0,10 | 0,08 | - | 0,08 | - | - | 0,83 | 0,25 | -0,58 |
| CAN | | | | | 0,00 | - | 0,09 | - | 0,08 | 0,08 | - | -0,11 | 0,09 | 0,09 | 0,07 | - | 0,04 | 0,89 | 0,49 | -0,40 |
| CAB | | | | | | 0,00 | 0,07 | 0,11 | 0,08 | -0,05 | - | 0,09 | 0,08 | -0,07 | - | 0,08 | - | 1,06 | 0,63 | -0,43 |
| CLE | | | | | | | 0,00 | 0,09 | 0,12 | 0,09 | 0,08 | 0,04 | 0,06 | 0,10 | 0,07 | - | - | 1,16 | 1,12 | -0,03 |
| CMA | | | | | | | | 0,00 | - | 0,14 | 0,07 | - | - | - | 0,08 | - | - | 0,89 | 0,79 | -0,11 |
| CAT | | | | | | | | | 0,00 | 0,04 | 0,04 | 0,19 | -0,05 | 0,04 | -0,04 | 0,11 | - | 0,86 | 0,65 | -0,21 |
| CVA | | | | | | | | | | 0,00 | -0,06 | 0,05 | 0,06 | 0,06 | - | 0,06 | - | 0,97 | 0,69 | -0,28 |
| EXT | | | | | | | | | | | 0,00 | 0,05 | 0,13 | 0,04 | - | 0,04 | 0,05 | 0,95 | 0,68 | -0,28 |
| GAL | | | | | | | | | | | | 0,00 | - | 0,08 | 0,09 | - | 0,06 | 1,08 | 0,75 | -0,33 |
| MAD | | | | | | | | | | | | | 0,00 | 0,06 | - | - | 0,09 | 0,84 | 0,64 | -0,20 |
| MUR | | | | | | | | | | | | | | 0,00 | - | - | - | 0,63 | 0,45 | -0,18 |
| NAV | | | | | | | | | | | | | | | 0,00 | 0,06 | 0,09 | 0,74 | 0,41 | -0,33 |
| PAV | | | | | | | | | | | | | | | | 0,00 | - | 0,62 | 0,53 | -0,08 |
| RIO | | | | | | | | | | | | | | | | | 0,00 | 0,64 | 0,53 | -0,11 |

Número de contactos diferentes de cero (nivel de significación del 1 por 100) 178

Porcentaje de celdas no nulas 65,44 por 100

Notas: La matriz de pesos se ha estimado utilizando el procedimiento descrito en Bhattacharjee y Jensen-Butler (2013), que asume simetría. Se ha bootstrapeado el modelo ARDL(4,2,2) de los cuadros n.º 8 y 9 bajo la nula de estabilidad de la matriz de pesos con objeto de estimar la desviación estándar de los pesos estimados de la matriz de pesos. Los pesos no significativos a un nivel de significancia de 1% se indican con un guión en la tabla anterior.

| SUMA |: denota la suma de los pesos absolutos en la fila correspondiente; «+» («-»): denota la suma de los pesos positivos (negativos) en la fila correspondiente.

CUADRO N.º A2

MATRIZ DE PESOS ESTIMADA PARA EL CASO DEL DESEMPLEO ESPAÑOL, BAJO LA HIPÓTESIS ALTERNATIVA (CAMBIO ESTRUCTURAL EN 2000T2) PERÍODO 1980T1-2000T2

| | AND | ARA | AST | BAL | CAN | CAB | CLE | CMA | CAT | CVA | EXT | GAL | MAD | MUR | NAV | PAV | RIO | SUMA | «+» | «-» |
|-----|------|------|------|-------|-------|------|------|------|------|------|-------|-------|------|-------|-------|------|------|------|------|------|
| AND | 0,00 | - | - | 0,15 | - | 0,11 | 0,15 | 0,05 | - | - | 0,06 | -0,08 | - | 0,10 | -0,12 | - | - | 1,08 | 0,68 | 0,40 |
| ARA | | 0,00 | 0,10 | -0,11 | - | 0,09 | 0,11 | 0,18 | - | - | -0,09 | - | - | - | 0,11 | - | 0,07 | 1,01 | 0,59 | 0,42 |
| AST | | | 0,00 | - | - | - | 0,14 | 0,07 | - | 0,07 | 0,15 | - | 0,17 | - | - | 0,12 | - | 1,05 | 0,86 | 0,18 |
| BAL | | | | 0,00 | -0,11 | - | - | - | - | - | - | 0,13 | - | - | 0,11 | - | 0,04 | 1,04 | 0,27 | 0,77 |
| CAN | | | | | 0,00 | - | 0,11 | - | - | 0,09 | - | - | 0,09 | 0,08 | 0,06 | 0,08 | - | 0,88 | 0,57 | 0,31 |
| CAB | | | | | | 0,00 | - | - | - | - | 0,08 | 0,10 | 0,10 | -0,13 | -0,09 | 0,09 | 0,08 | 1,14 | 0,58 | 0,57 |
| CLE | | | | | | | 0,00 | - | - | 0,06 | - | - | - | 0,08 | 0,08 | - | 0,08 | 1,09 | 1,05 | 0,04 |
| CMA | | | | | | | | 0,00 | - | 0,19 | 0,13 | - | - | - | - | - | - | 0,89 | 0,70 | 0,19 |
| CAT | | | | | | | | | 0,00 | 0,07 | - | 0,09 | - | - | - | 0,11 | - | 0,65 | 0,51 | 0,14 |
| CVA | | | | | | | | | | 0,00 | - | 0,08 | - | 0,12 | - | - | - | 0,96 | 0,77 | 0,19 |
| EXT | | | | | | | | | | | 0,00 | - | 0,15 | - | - | - | 0,12 | 1,00 | 0,64 | 0,36 |
| GAL | | | | | | | | | | | | 0,00 | - | 0,08 | 0,10 | - | 0,07 | 0,93 | 0,61 | 0,32 |
| MAD | | | | | | | | | | | | | 0,00 | 0,06 | - | - | - | 0,93 | 0,79 | 0,13 |
| MUR | | | | | | | | | | | | | | 0,00 | - | - | - | 0,77 | 0,38 | 0,39 |
| NAV | | | | | | | | | | | | | | | 0,00 | 0,09 | - | 0,86 | 0,36 | 0,50 |
| PAV | | | | | | | | | | | | | | | | 0,00 | - | 0,82 | 0,61 | 0,21 |
| RIO | | | | | | | | | | | | | | | | | 0,00 | 0,70 | 0,52 | 0,18 |

Número de contactos diferentes de cero (nivel de significación del 1 por 100) 114

Porcentaje de celdas no nulas 41,91 por 100

Notas: La matriz de pesos se ha estimado utilizando el procedimiento descrito en Bhattacharjee y Jensen-Butler (2013), que asume simetría. Se ha bootstrapeado el modelo ARDL(4,2,2) de los cuadros n.º 8 y 9 bajo la nula de estabilidad de la matriz de pesos con objeto de estimar la desviación estándar de los pesos estimados en W. Los pesos no significativos a un nivel de significancia de 1% se indican con un guión en la tabla anterior.

| SUMA |: denota la suma de los pesos absolutos en la fila correspondiente; «+» («-»): denota la suma de los pesos positivos (negativos) en la fila correspondiente.

CUADRO N.º A3

**MATRIZ DE PESOS ESTIMADA PARA EL CASO DEL DESEMPLEO ESPAÑOL, BAJO LA HIPÓTESIS ALTERNATIVA
(CAMBIO ESTRUCTURAL EN 2000T2) PERÍODO 2000T3-2013T4**

| | AND | ARA | AST | BAL | CAN | CAB | CLE | CMA | CAT | CVA | EXT | GAL | MAD | MUR | NAV | PAV | RIO | [SUMA] | «+» | «-» |
|-----|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|--------|------|------|
| AND | 0,00 | - | -0,16 | - | -0,04 | 0,06 | - | 0,10 | - | 0,22 | 0,08 | 0,09 | -0,11 | 0,07 | - | - | - | 0,80 | 0,44 | 0,37 |
| ARA | | 0,00 | 0,15 | - | 0,12 | 0,11 | - | 0,17 | - | 0,06 | - | - | - | - | -0,09 | - | 0,07 | 0,92 | 0,72 | 0,19 |
| AST | | | 0,00 | - | 0,04 | 0,16 | 0,15 | 0,06 | -0,20 | 0,17 | 0,20 | 0,19 | -0,13 | -0,16 | - | - | 0,15 | 2,01 | 0,57 | 1,44 |
| BAL | | | | 0,00 | -0,04 | -0,10 | - | - | -0,01 | - | 0,16 | 0,08 | - | - | - | - | 0,07 | 0,70 | 0,28 | 0,43 |
| CAN | | | | | 0,00 | - | 0,05 | - | 0,17 | 0,05 | -0,05 | -0,17 | 0,09 | 0,10 | 0,15 | - | - | 1,18 | 0,40 | 0,78 |
| CAB | | | | | | 0,00 | 0,09 | 0,09 | 0,15 | -0,10 | -0,11 | 0,05 | 0,09 | - | 0,12 | 0,09 | -0,05 | 1,41 | 0,64 | 0,77 |
| CLE | | | | | | | 0,00 | 0,15 | 0,19 | 0,15 | 0,10 | - | 0,09 | 0,12 | 0,08 | - | -0,11 | 1,35 | 1,14 | 0,22 |
| CMA | | | | | | | | 0,00 | - | 0,06 | - | - | - | 0,16 | -0,05 | - | - | 1,07 | 0,80 | 0,27 |
| CAT | | | | | | | | | 0,00 | 0,08 | 0,15 | 0,28 | -0,13 | 0,07 | -0,13 | 0,09 | - | 1,37 | 0,82 | 0,55 |
| CVA | | | | | | | | | | 0,00 | -0,12 | - | 0,13 | - | -0,07 | 0,04 | - | 1,35 | 0,73 | 0,62 |
| EXT | | | | | | | | | | | 0,00 | 0,08 | 0,13 | 0,09 | - | - | -0,05 | 1,43 | 0,73 | 0,70 |
| GAL | | | | | | | | | | | | 0,00 | - | 0,08 | - | 0,10 | 0,06 | 1,30 | 0,93 | 0,37 |
| MAD | | | | | | | | | | | | | 0,00 | 0,06 | - | - | 0,13 | 1,01 | 0,51 | 0,50 |
| MUR | | | | | | | | | | | | | | 0,00 | - | - | 0,10 | 0,67 | 0,50 | 0,17 |
| NAV | | | | | | | | | | | | | | | 0,00 | 0,05 | 0,21 | 1,32 | 0,65 | 0,67 |
| PAV | | | | | | | | | | | | | | | | 0,00 | - | 0,57 | 0,41 | 0,16 |
| RIO | | | | | | | | | | | | | | | | | 0,00 | 1,11 | 0,59 | 0,52 |

Número de contactos diferentes de cero (nivel de significación del 1 por 100)

88

Porcentaje de celdas no nulas

61,76 por 100

Notas: La matriz de pesos se ha estimado utilizando el procedimiento descrito en Bhattacharjee y Jensen-Butler (2013), que asume simetría. Se ha *bootstrapeado* el modelo ARDL(4,2,2) de los cuadros n.º 8 y 9 bajo la nula de estabilidad de la matriz de pesos con objeto de estimar la desviación estándar de los pesos estimados en W. Los pesos no significativos a un nivel de significancia de 1% se indican con un guión en la tabla anterior.

| SUMA |: denota la suma de los pesos absolutos en la fila correspondiente; «+» («-»): denota la suma de los pesos positivos (negativos) en la fila correspondiente.